التحليل العاملى

فى العلوم الإنسانية والتربوية

نظرياً وعملياً

الدكتور حجاج غانم



التحلـيل العامـلي

نظرياً و عملياً

في العلوم الإنسانية و التربوية

التحلــيل العامـــلي

نظرياً و عملياً

في العلوم الإنسانية و التربوية

الدكتور حجــاج غانـــم

أستاذ علم النفس التربوي المشارك

كلية التربية ـ جامعة القصيم ـ السعودية

كلية التربية ـ جامعة جنوب الوادي ـ مصر

2013



* غانم . حجاج .
* التحليل العاملى نظريا وعمليا فى العلوم الإنسانية والتربوية
* حجاج غانم
* ط 1 . – القاهرة : عالم الكتب؛ 2013 م
* 288 ص : 24 سم
* تدمك : 9-881-232-977 * رقم الإيداع : 2012/15135
1- علم النفس التربوى
أ- العنوان 370.15

عالم الكتب

* الإدارة :
16 شارع جواد حسنى - القاهرة
تليفون : 23924626
فاكس : 002023939027

* المكتبة :
38 ش عبد الخالق ثروت - القاهرة
تليفون: 23926401 – 23959534
ص . ب 66 محمد فريد
الرمز البريدى : 11518

www.alamalkotob.com -- info@alamalkotob.com

بِسْمِ اللـهِ الرَّحْمنِ الرَّحِيمِ

وَقُل رَّبِّ زِدْنِي عِلْماً

صَدَقَ اللـهُ الْعَظِيمِ

[طه : من الآية 114]

اهداء

إلى أبنائي...

مريم ...مؤمن...منة الـلـه...منار...ملك...مروة

أهدي هذا الكتاب

مقدمة

يعد التحليل العاملي من الأساليب الإحصائية التي يلجأ إليها غالبية الباحثين في شتى العلوم و منها العلوم الإنسانية و التربوية , ،لذا تمَّ تأليف الكتاب الحالي الذي يتكون من فصلين: الفصل الأول(التحليل العاملي نظرياً) الذي يقدم خلفية نظرية مدعمة بالأمثلة عن التحليل العاملي بشقيه الاستكشافي و التوكيدي ,فيعرض الجزء الأول منه بعض المصطلحات المتعلقة بالتحليل العاملي بشكل عام و التي منها :المتغيرات الملاحَظة و المتغيرات غير الملاحَظة , و الفرق بين التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي , و المصفوفة الارتباطية , و أهمية التحليل العاملي , و التشبع و علاقته بمعامل الارتباط ,و التحليل العاملي من الدرجة الثانية , أما الجزء الثاني فيعرض مصطلحات عاملية ارتبطت بالتحليل العاملي الاستكشافي منها: الجذر الكامن و الشيوع , و طريقة المكونات الأساسية ,و تدوير المحاور , و تسمية العوامل ,و محكات الإبقاء على العوامل ,و الجزء الثالث يعرض مصطلحات متعلقة بالتحليل العاملي التوكيدي منها :النموذج المفترض , و مؤشرات جودة المطابقة , و طرق تقدير معالم النموذج ,و قيود البارامترات , و مؤشرات التعديل , و الجزء الرابع يعرض علاقة حجم العينة و عدد المتغيرات الملاحَظة بالتحليل العاملي . و الفصل الآخر من هذا الكتاب (التحليل العاملي عملياً) يقدم جانباً عملياً عن التحليل العاملي بشقيه الاستكشافي و التوكيدي من خلال ثلاثة أمثلة الأول منهم على تحليل عاملي استكشافي متعامد ,و الثاني على تحليل عاملي استكشافي مائل,و هما المثالان اللذان يتم معالجتهما باستخدام برنامج ***SPSS*** ,و المثال الثالث على تحليل عاملي توكيدي و هو المثال الذي يتم معالجته باستخدام برنامجين شهيرين في مجال النمذجة البنائية بشكل عام و التحليل العاملي التوكيدي بشكل خاص و هما برنامجي ***AMOS*** ,و ***LISREL*** .

أرجو من اللـه سبحانه و تعالى أن يكون هذا الكتاب إضافة للباحثين العرب و المكتبة العربية في مجال العلوم الإنسانية بشكل عام و العلوم التربوية بشكل خاص .

و اللـه ولي التوفيق

المؤلف

د/حجاج غانم hagaggg@yahoo.com

أستاذ علم النفس التربوي المشارك

كلية التربية-جامعة القصيم-السعودية -جامعة جنوب الوادي-مصر

بريدة-القصيم -السعودية:1433/1/29هـ-2011/12/24م

الفصل الأول:

التحليل العاملي نظرياً

1-مــصطلحات مرتبطــة بكــل مــن التحليــل العــاملي الاستكــشافي و التوكيدي.

2-مصطلحات مرتبطة بالتحليل العاملي الاستكشافي.

3-مصطلحات مرتبطة بالتحليل العاملي التوكيدي.

4- حجم العينة و عدد المتغيرات الملاحَظة و التحليل العاملي.

الفصل الأول

التحليل العاملي نظرياً

1- موضوعات مرتبطة بكل من التحليل العاملي الاستكشافي *Exploratory Factor Analysis* و التحليل العاملي التوكيدي *Confirmatory Factor Analysis*:

1-1:المتغيرات الملاحَظة *Observed* و المتغيرات غير الملاحَظة *Unobserved* في التحليل العاملي:

التحليل العاملي هو أسلوب إحصائي منظم يهدف إلى اختزال عدد كبير من المتغيرات الملاحَظة إلى عدد أقل من المتغيرات غير الملاحَظة , و المتغيرات الملاحَظة هي المتغيرات التي يمكن قياسها قياساً مباشراً بواسطة أدوات معدة لذلك , و من ثَّم يمكننا التعبير عن المتغيرات الملاحَظة بدرجات كمية (أو رتبية), كما يمكن أن نطلق عليها أيضاً مؤشرات لأنها تدل على المتغير غير الملاحَظ المنتمية إليه.

أما المتغيرات غير الملاحَظة فهي متغيرات لا يتم قياسها بطريقة مباشرة و لكن كل متغير منها عبارة عن تجميع بواسطة التحليل العاملي لمجموعة من المتغيرات الملاحَظة ,و لذلك يطلق عليها أيضاً المتغيرات الكامنة لأنها تكمن في كل متغير ملاحَظ , كما يطلق عليها أيضاً العوامل .

وبذلك نجد أن العامل هو متغير كامن يحتوي على عدد من المتغيرات الملاحَظة.

و في هذا الصدد أوضح (*Brown,2006,13*) أن العامل هو متغير غير ملاحَظ يتأثر بأكثر من قياس ملاحَظ ,و يفسِّر هذا العامل الارتباطات بين القياسات الملاحَظة ,فالقياسات الملاحَظة مرتبطة ببعضها البعض لأنها تشترك مع بعضها في بناء تحتي كامن ***underlying construct***(العامل).

و يسير (*Harman,1976,7*) في نفس الاتجاه عندما أوضح أنه يمكن اختيار المتغيرات كاختبارات بحيث كل اختبار يقيس متغير ملاحَظ ,و من خلال التحليل العاملي نتوصل إلى عوامل , و هنا فإن كل مجموعة من الاختبارات تقيس عامل معين .

و بذلك نجد نوعين من المتغيرات في التحليل العاملي هما المتغير الملاحَظ و المتغير غير الملاحَظ ,و يمكن فهم كلا النوعين من خلال المثالين التاليين:

المثال الأول: لديك اختبار من إعدادك يقيس الدافعية مكون من 36 عبارة مثلاً ,وأردت إجراء تحليل عاملي عليه للتحقق من صدقه العاملي ,و توصلت من خلال التحليل العاملي إلى أن المقياس يتكون من أربعة عوامل هي :الدافع للحصول على التقدير و الاحترام(12 عبارة),الدافع لتجنب نقد الآخرين(9 عبارات),الدافع للنجاح(7 عبارات),الدافع لتجنب الفشل(8 عبارات) .

هنا تكون :

المتغيرات الملاحَظة	المتغيرات غير الملاحَظة
36 متغير ملاحَظ (كل عبارة تمثل متغير ملاحَظ)	4 عوامل هي :الدافع للحصول على التقدير و الاحترام-الدافع لتجنب نقد الآخرين -الدافع للنجاح-الدافع لتجنب الفشل(يختلف عدد العوامل باختلاف التحليل).

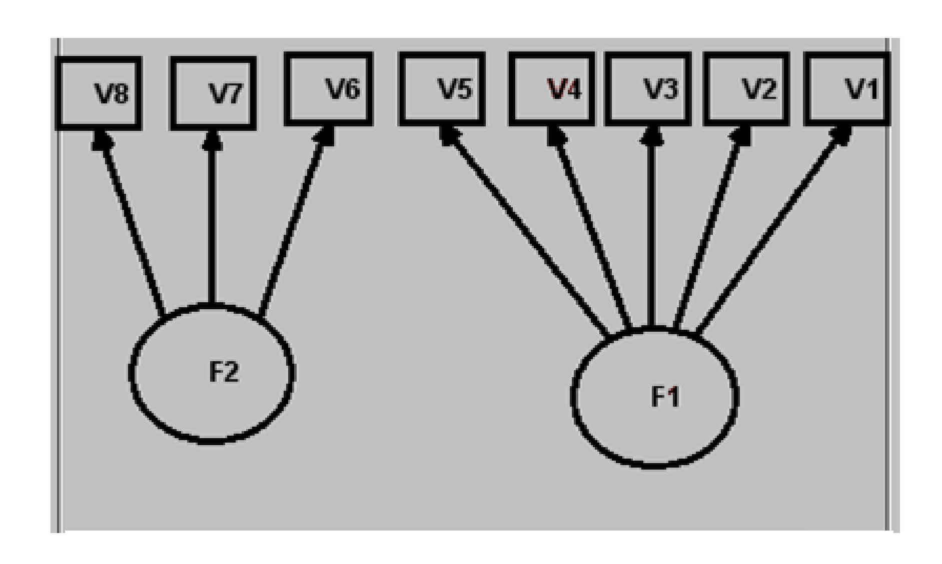
المثال الثاني :أراد باحث اختبار البنية العاملية للمتفوقين عقلياً ,فطبَّق عليهم مجموعة من الاختبارات و التي من المفترض أن تكون مرتبطة بالتفوق العقلي, و كانت الاختبارات كالتالي :الدافعية-الاستعداد-حل المشكلات-الذاكرة-الاستقراء-الاستنباط-المرونة-المثابرة-الانتباه-البيئة الأسرية الذكية-المستوي الاقتصادي -البيئة الاجتماعية-المستوي الاجتماعي للأسرة-القدرة اللغوية-القدرة التمييزية-الأداء على الكمبيوتر . فتوصل من خلال التحليل العاملي إلى وجود 3 عوامل تكوِّن التفوق العقلي و هي :السلوك الذكي و الذي يجمع متغيرات(حل المشكلات-الذاكرة-الاستقراء-الاستنباط-المرونة-القدرة اللغوية-القدرة التمييزية

-الأداء علـى الكمبيـوتر),و الـسلوك الـدافعي و الـذي يجمـع متغـيرات(الدافعيـة-الاسـتعداد-الانتبـاه-المثابرة),والبيئة المساندة و الذي يجمـع متغـيرات(البيئـة الأسريـة الذكيـة-البيئـة الاجتماعيـة-المـستوي الاجتماعي للأسرة-المستوي الاقتصادي للأسرة).

هنا يكون :

المتغيرات الملاحَظة	المتغيرات غير الملاحَظة
16 متغير (كل اختبار يقيس متغير ملاحَظ واحد)	3 عوامل هي :الـسلوك الـذكي-الـسلوك الـدافعي-البيئة المساندة.

و يمكن توضيح المتغيرات الملاحَظة و غير الملاحَظة في الشكل التالي:



و الذي يعبِّر فيه كل مستطيل عن متغير ملاحَظ ,و كل شكل بيضاوي عن متغير غير ملاحَظ أو عامل .

المتغيرات الملاحَظة و غير الملاحَظة في الدراسات و البحوث : يمكن إيضاح المتغيرات الملاحَظة و غـير الملاحَظة في نتائج بعض الدراسات و البحوث من خلال الجداول التالية:

دراسة (*Loo & Thorpe,2000*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس المرغوبية الاجتماعية
نوع التحليل	توكيدي[1]
المتغيرات الملاحَظة	33 عبارة في المقياس (العبارات يمكن ملاحظتها على المفحوصين و تسجيلها كميا)
المتغيرات غير الملاحَظة (العوامل)	عاملان هما: الإنكار -العزو, فكل من هذين العاملين لا يمكن ملاحظتهما مباشرة , و لكن يُستدل عليهما من خلال العبارات ,فالإنكار تتشبع عليه جوهرياً[2] مجموعة من العبارات التي تدل عليه ,و العزو تتشبع عليه جوهرياً مجموعة أخرى من العبارات.

دراسة (*Kranzler & Keith,1999*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	بطارية التقييم المعرفي
نوع التحليل	توكيدي
المتغيرات الملاحَظة	12 اختبار فرعي في البطارية,كل مفحوص له درجة ملاحَظة على كل اختبار .
المتغيرات غير الملاحَظة (العوامل)	4 عوامل : التخطيط-الانتباه-التتابع-التزامن ,فهذه العوامل لا يمكن ملاحظتها مباشرة ,و لكن يُستدل عليها من خلال الاختبارات الفرعية, فالتزامن مثلاً يُستدل عليه

1 انظر الجزء 1-2 للتعرف على كل من التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي .
2 انظر الجزء 1-5 للتعرف على التشبع و جوهريته و عدم جوهريته .

	من خلال اختبارات المصفوفات غير اللفظية-الذاكرة البصرية-العلاقات اللفظية المكانية).

دراسة (عزت عبدالحميد محمد حسن ,2007)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس استراتيجية تنظيم الدافعية
نوع التحليل	استكشافي
المتغيرات الملاحَظة	25 عبارة في المقياس يمكن ملاحظتها كمياً بصورة مباشرة على المفحوصين.
المتغيرات غير الملاحَظة (العوامل)	5 عوامل هي: استراتيجية تحسين الاهتمام-حديث الذات الموجه للأداء-المتابعة الذاتية-حديث الذات الموجه للإتقان-استراتيجية التحكم البيئي,فهذه العوامل غير ملاحَظة و يُستدل عليها من خلال عبارات المقياس ,فمثلاً عامل استراتيجية الذات الموجه نحو الإتقان تشبعت عليه 4 عبارات منها :أحث نفسي على العمل بجد في الدراسة من أجل التعلم.

دراسة (***Baloglu et al.,2008***)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس الاتجاه نحو التخطيط الاستراتيجي
نوع التحليل	استكشافي و توكيدي
المتغيرات الملاحَظة	35 بنداً يمكن ملاحظتها كمياً على المفحوصين

المتغيرات غير الملاحَظة(العوامل)	5 عوامل :النمو التنظيمي ,عدم الثقة ,الفاعلية,الصمود ,الإنتاجية ,فمثلاً عامل عدم الثقة في التخطيط الاستراتيجي تشبعت عليه 9 عبارات منها :يعد التخطيط الاستراتيجي مضيعة للوقت .

دراسة (نادر فتحي قاسم , 2008)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس عين شمس لأشكال السلوك العدواني
نوع التحليل	استكشافي
المتغيرات الملاحَظة	60 عبارة يمكن ملاحظتها كمياً على المفحوصين.
المتغيرات غير الملاحظة (العوامل)	4 عوامل :العدوان المادي-العدوان اللفظي-العدوان السلبي-السلوك السوي ,فمثلاً عامل العدوان المادي تشبعت عليه 15 عبارة منها :أرمي كتبي بقوة على المكتب و لا أذاكر .

ملاحظات

- العامل يتكون من عدد ما من المؤشرات أو المتغيرات الملاحَظة.
- عدد العوامل المستخرجة (أو التي تم تأكيدها) يتوقف على حسب طبيعة التحليل .
- في حالة إجراء تحليل عاملي لاختبار واحد فقط ,فإن المتغيرات الملاحَظة هي عبارات الاختبار,أما العوامل فهي نتيجة التحليل .
- فيما يخص الملاحظة السابقة :يطلق على العبارة (***item***) في الاختبار مسميات عديدة منها:بند-سؤال-مفردة-فقرة .
- المتغير الملاحَظ قد يكون :عبارة في اختبار (المثال الأول),و قد يكون الاختبار نفسه(المثال الثاني).
- حتى نستطيع إجراء التحليل العاملي لابد أن يكون لكل متغير ملاحَظ درجة

(كمية أو رتبية) معبرة عنه .

- عدد المتغيرات الملاحَظة ≤ عدد العوامل .
- يمكن تسمية العوامل بالأبعاد الفرعية للاختبار .
- العامل تسمية نسبية فقد يكون عامل بالنسبة لتحليل ما ,و قد يكون العامل نفسه متغير ملاحَظ بالنسبة لتحليل أعلى[3] .
- هناك متغيرات يمكن ملاحظتها مباشرة مثل عبارات المقياس أو الاختبارات الفرعية الخاضعة للتحليل العاملي , فلكل مفحوص درجة ملاحَظة على كل عبارة أو اختبار فرعي,و التحليل العاملي يختزل كل مجموعة من المتغيرات الملاحَظة إلى متغير غير ملاحَظ يسمى عامل ,فالعدوان المادي مثلاً متغير كامن غير ملاحَظ يُستدل عليه من خلال مجموعة من السلوكيات الظاهرة مثل رمي الكتب بقوة و إلقائها دون مذاكرة .

2-1: التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي :

هناك نوعان من التحليل العاملي أحدهما يسمى التحليل العاملي الاستكشافي و هو النوع من التحليل الذي يهدف إلى اختزال عدد المتغيرات الملاحَظة المكونة للمتغير الرئيسي موضوع البحث أو الاهتمام إلى عدد أقل يسمى(عوامل) ,و التحليل العاملي التوكيدي الذي يؤكِّد عوامل تم تحديدها مسبقاً .

فلقد أوضح (***Dillon & Goldstein,1984,57***) أنه يمكن وصف استخدام التحليل العاملي في سياقين مختلفين لتحليل البيانات , فالبيانات المُحللة ربما لا تستند على أي فرضيات نظرية مسبقة عند استخدام التحليل العاملي , فهي تهدف إلى البحث عن بنية تحتية تكمن خلف البيانات ,و استخدام التحليل العاملي في هذه الحالة يطلق عليه استكشافي.و على الجانب المقابل ربما تملك البيانات المحللة بعض الخلفية النظرية عن البنية التحتية للبيانات , و المطلوب هو تأكيد ***confirm*** أو نفي ***negate*** البنية المفترضة ,و استخدام التحليل العاملي في مثل هذه الحالة يطلق عليه توكيدي.

3 انظر الجزء 1-6 للتعرف على التحليل العاملي من الدرجة الثانية و الدرجات الأعلى.

كما ميَّز (فؤاد أبو حطب ,آمال صادق , 1991 , 604) نقلاً عن ***Mulaik*** بين التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي على أساس أن النوع الاستكشافي استقرائي في جوهره و يهدف إلى اكتشاف المجموعة المثلى التي يمكن أن تتضمن المتغيرات الكامنة و دون اعتبار مسبق لصياغة فروض ,أما التحليل العاملي التوكيدي فهو إجراء لاختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتمي لعوامل فرضية مشتركة و التي يتحدد عددها و تفسيرها مقدماً.

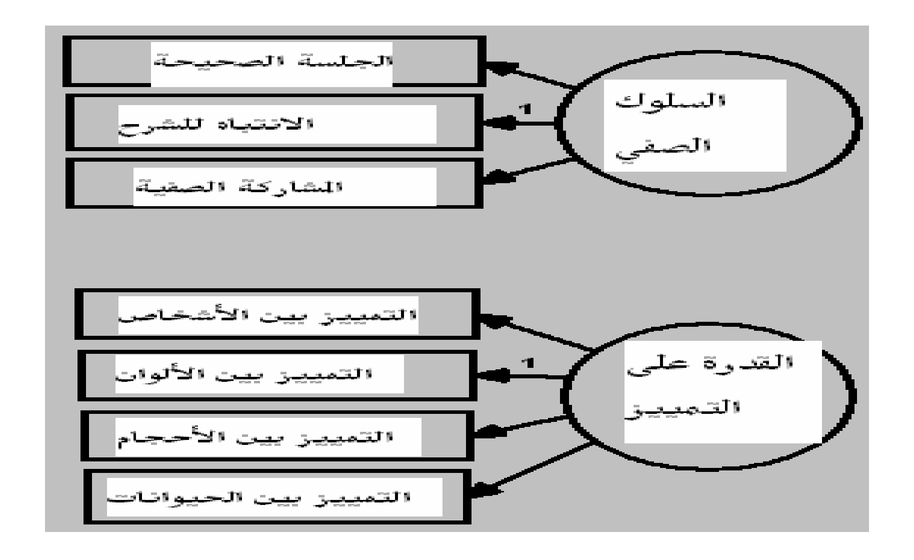
و في هذا الصدد أشار (***Brown,2006,1***) إلى أن كل من التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي يهدفان إلى اختزال العلاقات الملاحَظة بين مجموعة من المؤشرات إلى مجموعة أقل من المتغيرات الكامنة ,و لكن يختلفان جوهرياً في عدد و طبيعة القيود و التحديدات المسبقة المصنوعة على النموذج العاملي ,فالتحليل الاستكشافي لا يحدد عدد العوامل الكامنة أو نمط العلاقات بين العوامل و المتغيرات الملاحَظة , فهو تكتيك استكشافي استطلاعي وصفي لتحديد العدد الأمثل من العوامل الكامنة و لاكتشاف المتغيرات الملاحَظة المتشبعة على كل عامل منهم,أما التحليل العاملي التوكيدي فيهتم بتحديد عدد العوامل و كذلك طبيعة علاقة العوامل بالمتغيرات المقاسة أو الملاحَظة ,و يخضع النموذج المفترض للاختبار ,و لذلك يستخدم التحليل الاستكشافي أولاً في مرحلة بناء المقياس ثم بعد ذلك يتم إجراء التحليل العاملي التوكيدي, فالتحليل العاملي التوكيدي نوع من نمذجة المعادلة البنائية و الذي يتعامل بصفة خاصة مع نماذج القياس التي تفترض وجود علاقة بين القياسات الملاحَظة أو المؤشرات(بنود الاختبار-درجات الاختبار-تقديرات الملاحظة السلوكية) و المتغيرات أو العوامل الكامنة ,و لعل أهم شئ يميز التحليل العاملي التوكيدي هو طبيعته المعتمدة على الافتراض ***hypothesis-driven-nature*** ,فهو بعكس التحليل العاملي الاستكشافي فعلي الباحث أن يحدد مسبقاً كل ملامح نموذج التحليل العاملي التوكيدي ,و لذلك على الباحث أن يكون لديه حس مسبق معتمد على نظرية سابقة لعدد العوامل التي تفسِّر البيانات,و أي متغيرات ملاحَظة ترتبط بأي عامل.

و يمكن التمييز بين هذين النوعين من التحليل العاملي من خلال الأمثلة التالية:

المثال الأول : قام باحث بإعداد اختبار من المفترض أن يقيس الطلاقة الفكرية و يتكون الاختبار من 56 عبارة ,و أراد معرفة عدد و مسمي الأبعاد الفرعية(العوامل) للاختبار ,هنا يسمى التحليل بالاستكشافي نظراً لأن الباحث يجري التحليل العاملي و هـو لا يعلـم بالـضبط عـدد[4] العوامـل أو مـسماها أو عـدد المتغيرات الملاحَظَة التي تنطوي تحت أي عامل منها مسبقاً ,فكل هذه المعلومات ستتـضح بعـد نتيجـة التحليل العاملي الاستكشافي .

المثال الثاني : أراد باحث التحقق من البناء العاملي لاختبار يقيس الاتجاه نحو التكنولوجيا معد مسبقاً و يتكون من 42 عبارة موزعة على 3 عوامل بمعدل :14 عبارة للعامـل الأول (المعرفـة التكنولوجيـة),17 عبارة للعامل الثاني(المهارة التكنولوجية),11 عبارة للعامل الثالث(امتلاك الأجهـزة التكنولوجيـة) ,و تـمَّ تأكيد هذه البنية العاملية ,هنا يسمى التحليل بالتوكيدي نظراً لأن الباحث يجري التحليل و هـو يعلـم مسبقاً عدد العوامل و مسماها و العبارات (المتغيرات الملاحَظة) المكونة لكل عامل,و لذلك فـإن هدفـه هو التأكد من هذه البنية العاملية المعلومة مسبقاً .

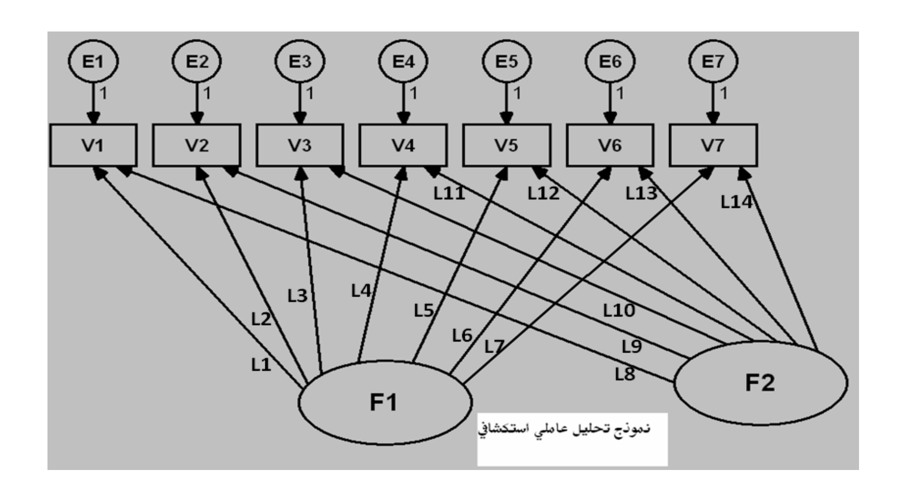
المثال الثالث: أراد باحث اختبار النموذج التالي :

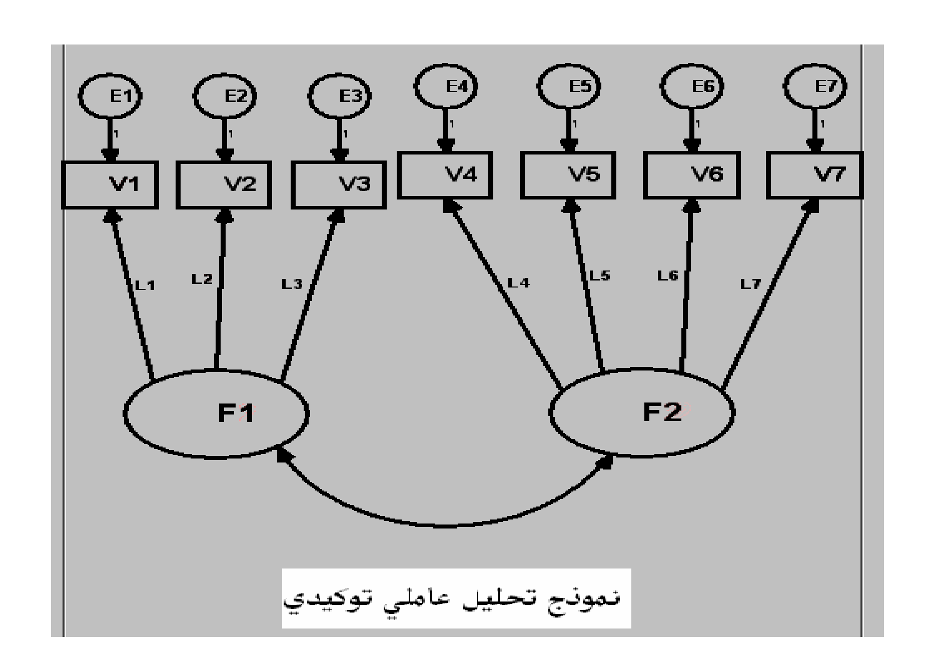


4 انظر الجزء 2-5 .

حيث يلجأ الباحث في المثال السابق للتحليل العاملي التوكيـدي ,لمعرفتنـا بعـدد العوامـل (عـاملين) , و كذلك المتغيرات الملاحَظة و عددها المتشبعة أو المرتبطة بكل عامل ,و كل مـا نفعلـه هـو تأكيـد هـذه البنية العاملية أو نفيها .

و يمكن توضيح نموذجي التحليل العاملي الاستكشافي و التوكيدي في الشكلين التاليين:





بمقارنة الشكلين السابقين نجد الآتي:

نوع التحليل	الاستكشافي	التوكيدي
اتجاه الأسهم بين المتغيرات الملاحَظة و العوامل	من العوامل إلى المتغيرات الملاحَظة ,لكن نموذج المكونات الأساسية و هو نموذج استكشافي أيضاً يكون اتجاه الأسهم من المتغيرات الملاحَظة إلى العوامل	من العوامل إلى المتغيرات الملاحَظة
تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العواملL_1,L_2,L_3,L_4,L_5.....	توجد تشبعات لكل المتغيرات الملاحَظة على كل العوامل المستخلصة(عاملين فقط في الشكل الحالي).	كل مجموعة معينة من المتغيرات الملاحَظة تتشبع على عامل معين من العوامل المفترَضَة (عاملين مفترضين في الشكل الحالي).
العلاقة بين العوامل	النتيجة الأولى للتحليل تكون العلاقة صفرية فلا يوجد خط يربط الشكلين البيضاويين$F2$, $F1$,و لكن يمكن السعي نحو وجود علاقة غير صفرية بين العاملين بالتدوير المائل[5].	تمَّ افتراض وجود علاقة غير صفرية بين العاملين حيث يوجد خط يربط الشكلين البيضاويين$F2$, $F1$,و لكن يمكن افتراض وجود علاقة صفرية بين العاملين و في هده اللحظة لا نرسم

5 انظر الجزء 2-3.

		خطاً يربط الشكلين البيضاويين
التعبير الجبري لمتغيرات النموذج بناءً على الشكل الموضح	$V_1 = L_1F_1 + L_8F_2 + E_1$ $V_2 = L_2F_1 + L_9F_2 + E_2$ $V_3 = L_3F_1 + L_{10}F_2 + E_3$ $V_4 = L_4F_1 + L_{11}F_2 + E_4$ $V_5 = L_5F_1 + L_{12}F_2 + E_5$ $V_6 = L_6F_1 + L_{13}F_2 + E_6$ $V_7 = L_7F_1 + L_{14}F_2 + E_7$	$V_1 = L_1F_1 + E_1$ $V_2 = L_2F_1 + E_2$ $V_3 = L_3F_1 + E_3$ $V_4 = L_4F_2 + E_4$ $V_5 = L_5F_2 + E_5$ $V_6 = L_6F_2 + E_6$ $V_7 = L_7F_2 + E_7$
متغيرات الخطأ $E_1,E_2,E_3,E_4,E_5,E_6,E_7$	سواء كان النموذج استكشافي أم توكيدي يتم أخد متغيرات الخطأ في الاعتبار من حيث تأثيرها على النموذج .	

التحليل العاملي الاستكشافي و التوكيدي في الدراسات و البحوث:

دراسة (*Jansson-Fro jmark &MacDonald,2009*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس الإدراك الجسدي المعدل
نوع التحليل	استكشافي
التفسير	تم تحديد عاملين مستخلصين في البداية ,ثم بعد الفحص العاملي تـم اكتـشاف المتغيرات الملاحَظة المنطوية تحت كل منهما,و من ثَّم تسمية العاملين.

دراسة (*Limbers et al.,2008*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس جودة الحياة المقدر ذاتياً بواسطة الأطفال

نوع التحليل	توكيدي
التفسير	تم تحديد نموذج مسبق للمقياس (5 عوامل-معروف اسم كل عامل-معروف المتغيرات الملاحَظة المنطوية تحت كل عامل) ,و تم إخضاع النموذج للفحص العاملي للتأكد من صدقه.

دراسة (***Cooper&Aucote,2009***)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس النتائج النفسية
نوع التحليل	توكيدي
التفسير	تم تحديد نموذج مسبق للمقياس (3 عوامل-معروف اسم كل عامل-معروف المتغيرات الملاحَظة المنطوية تحت كل عامل) ,و تم إخضاع النموذج للفحص العاملي للتأكد من صدقه.

دراسة (السيد كامل الشربيني منصور,2007)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس جودة الحياة
نوع التحليل	استكشافي
التفسير	تم إخضاع بنود المقياس للتحليل العاملي دون علم مسبق بالبنية العاملية التحتية التي تنطوي تحتها(عدد العوامل الكامنة-مسمى العوامل-المتغيرات الملاحَظة المنطوية تحت كل عامل), و تم اكتشاف كل هذه

	التفاصيل المتعلقة بالبنية العاملية و غيرها من التفاصيل بعد نتيجة التحليل.

دراسة (عزت عبدالحميد محمد حسن ,2007)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس استراتيجيات تنظيم الدافعية
نوع التحليل	استكشافي
التفسير	تم تحديد 5 عوامل مستخلصة في البداية ,ثم بعد الفحص العاملي تم اكتشاف مسمى العوامل و معرفة المتغيرات الملاحَظة المنطوية تحتها و غيرها من المعلومات الأخرى .[و لكن بعد ذلك تم إجراء تحليل عاملي توكيدي على أبعاد المقياس (العوامل المستخرجة) و اعتبارها متغيرات ملاحظَة ,و افتراض نموذج يتكون من عاملين تتشبع عليهما هذه المتغيرات الخمسة و إخضاعه للتحليل العاملي التوكيدي للتأكد من صدقه].

دراسة (*Aluja et al.,2006*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس إدراك الأبناء لأساليب تنشئة الوالدين
نوع التحليل	استكشافي و توكيدي
التفسير	تم اكتشاف البنية العاملية للمقياس (مسمى العوامل و معرفة المتغيرات الملاحَظة المنطوية تحتها و غيرها

مـن المعلومـات الأخـرى),ثـم بعـد ذلـك تـم إجـراء التحليـل العـاملي التوكيدي عـلى نفـس النمـوذج المكتَـشف للتأكـد مـن هـذه البنيـة و التحقق من صدقها .	

ملاحظات

- يلجأ الباحث للتحليل العاملي الاستكشافي في حالة التعامل مـع متغـيرات ملاحَظـة لم تتبلـور بنيتهـا العاملية مسبقاً ,و الذي يتم في التحليل هو استكشاف هذه البنية .
- يلجأ الباحث للتحليل العاملي التوكيدي في حالة التعامل مع متغيرات ملاحَظة تـم الاتفـاق بواسـطة الدراسـات و البحوث و النظريات السابقة على بنيتها العاملية ,و الذي يتم في التحليل هو تأكيد هذه البنية .
- تمت الإشارة إلى أنه في التحليل العاملي الاستكشافي لم يتم في البداية معرفـة عـدد العوامـل الكامنـة تحت المتغيرات الملاحَظة موضوع البحث ,و بـالرغم مـن أن دراسـات عديـدة أوضـحت أن تحديـد عدد العوامل مسبقاً (بشرط عدم معرفة مسمياتها أو عدد المتغيرات الملاحَظـة المكونـة لكـل منهـا) ينتمــي إلى التحليــل العــاملي الاستكــشافي و مــن هــذه الدراســات عــلى ســبيل المثــال و لــيس الحصر (***Jansson-Fro jmark & MacDonald,2009***), نجد أن كل من (فؤاد أبو حطـب ,آمـال صـادق 1991,, 644) أوضحا أن هذا النـوع مـن التحليـل ينتمـي إلى التحليـل العـاملي التوكيـدي ,و يتفـق المؤلف مع الرأي الأول نظراً لأن التحليل من هـذا النـوع المحـدد عـدد عواملـه مـسبقاً يـسعى إلى استكشاف المتغيرات الملاحَظة المكونة لكل عامل,و في ضوء هذه المتغيرات يتم تسمية العامل ,ومن ثم فإن طبيعة التحليل تأخذ منحى استكشافي .
- يختلف إجراء التحليل العاملي الاستكشافي من حيث أسلوب المعالجة الإحصائية عن إجراء التحليـل العاملي التوكيدي , ففي الوقت الذي يتم فيه إجراء التحليل العاملي الاستكـشافي بواسـطة أسـلوب التحليـل العـاملي , يـتم إجـراء التحليـل العـاملي التوكيـدي باسـتخدام أسـلوب النمذجـة البنائيـة (***structural modeling equations(SME***).
- يمكن إجراء النوعين من التحليل العاملي معاً على نفس بيانات المتغيرات الملاحَظة.

3-1: المصفوفة الارتباطية *Correlation Matrix* :

المصفوفة الارتباطية هي مجموعة من معاملات الارتباط المتراصة معاً في مصفوفة , بحيث تشمل هـذه المصفوفة كافة معاملات الارتباط الممكنة بين كل متغيرين ملاحَظين من المتغـيرات الداخلـة في التحليـل ,وتخضع هذه المعاملات للتحليل العاملي سواء كان استكشافياً أم توكيدياً.

كـما أوضـح(صـفوت فـرج,1980, 69-78) أن هنـاك خـصائص معينـة ينبغـي أن تتـوافر في المـصفوفة الارتباطية حتى تكون صالحة للتحليل العاملي و هي أن تمثل المصفوفة معاملات ارتباط مـستقيمة بـين المتغيرات,وجود ارتباطات دالة و ارتباطات غير دالة بين المتغيرات,اسـتخدام معـاملات الارتبـاط الملائمـة على حسب نوعية البيانات ,تجانس العينة .

و يضيف (***Rummel ,1970,13***) بالقول أن ليست كل المصفوفات تنتج عوامل مفيدة من الناحية العلمية ,فأهمية و قيمة التحليل العاملي تعتمد على معنى و مدلولية التباين في البيانـات ,فـإذا لم يكـن هنـاك تباين في البيانات و يحدث ذلك عندما تكون كل البيانات بنفس القيمة تقريباً في هذه الحالـة لا يمكـن استخراج أكثر من عامل وحيد في المصفوفة ,و إذا كانت البيانات تحتوي على تباينات بمحض الصدفة أو بطريقة عشوائية حينئذ ستنتج عوامل غير مقصودة لا يمكن تفسيرها .

و يمكن إيضاح المصفوفة الارتباطية في المثال التالي :

لو افترضنا أن المحتوي الخاضع للتحليل العاملي هو مقياس يتكـون مـن 40 بنـداً (أو عبـارة أو مفردة ...) ,و تم تطبيقه على 300 مفحوصاً مـثلاً ,هنـا كـل بنـد يمثـل متغـير ملاحَـظ , و كـل مفحوص له درجة على كل متغير ملاحَظ (بند) و الذي تتراوح درجته بين (1 و 5) مـثلاً ,أي أن كل مفحوص له 40 درجة مقابلة لــ 40 متغـيراً ملاحَظـاً ,و بـذلك يـصبح بـين أيـدينا كـم مـن الأرقام يملأ جدولاً مكوناً من 40 عموداً(40 متغيراً ملاحَظاً أو 40 بنـداً أو....),و 300 صـفاً(300

مفحوصاً),و الحصول على هذه البيانات يعد الخطوة الأولى للتحليل العاملي ,فلا يوجد تحليل عاملي بدون بيانات أو أرقام .

المتغيرات الملاحَظة / المفحوصون	بند 1	بند2	بند3	بند4	و هكذا حتى البند رقم 40
عبد اللـه	1	3	1	2	...
مؤمن	2	2	4	1	...
إبراهيم	3	4	2	5	...
حسام	3	5	1	4	...
و هكذا حتى المفحوص رقم 300	...	...	...	..	...

ثم بعد ذلك تأتي خطوة الحصول على المصفوفة الارتباطية التي سيتم تحليلها عاملياً,و يتم ذلك بحساب معاملات الارتباط بين كل متغيرين ملاحَظين من المتغيرات الملاحَظة العديدة الخاضعة للتحليل ,و يتم اصطفاف هذه المعاملات في جدول خاص يسمى المصفوفة الارتباطية التي تخضع للتحليل العاملي سواء كان استكشافياً أو توكيدياً.

و نحن لدينا في المثال السابق 40 متغيراً ملاحَظاً ,فكم عدد معاملات الارتباط التي سنحسبها بين كل متغيرين من هذه المتغيرات الأربعين ,هناك قاعدة بسيطة تقول أن عدد معاملات الارتباط المراد إيجادها بين عدد(ن) من المتغيرات =ن(ن-1)/2 ,و بذلك يصبح عدد معاملات الارتباط في مثالنا الحالي =40×2/39 =780 معامل ارتباط ,و بالطبع هناك برامج جاهزة على الكمبيوتر لتولي كل العمليات الإحصائية المتعلقة بالتحليل العاملي و غيرها من الأساليب الإحصائية.

و بذلك يتم اصطفاف 780 معامل ارتباط في جدول,و يتسم هذا الجدول ببعض الخصائص منها أن بيانات أول صف في الجدول هي نفسها بيانات أول عمود ,و بيانات ثاني صف في الجدول هي نفسها بيانات ثاني عمود و هكذا,و لعل ذلك نابع من الحقيقة العلمية التي تشير إلى أن معامل ارتباط المتغير س بالمتغير ص

هو نفسه معامل ارتباط المتغير ص بالمتغير س,و يمكن إيضاح الشكل العام لمصفوفة الارتباط الخاصة بالمثال الحالي المكون من 780 معامل ارتباط في الجدول التالي:

البنود / البنود	بند 1	بند 2	بند 3	بند 4	و هكذا حتى البند 40
بند 1	1	0.93	0.65	0.77	0.82
بند 2	0.93	1	0.47	0.89	0.76
بند 3	0.65	0.47	1	0.70	0.91
بند 4	0.77	0.89	0.70	1	0.68
و هكذا حتى البند 40	0.82	0.76	0.91	0.68	1

المصفوفة الارتباطية في الدراسات و البحوث:

الدراسة	المحتوي الخاضع للتحليل	نوع التحليل	عدد معاملات الارتباط في المصفوفة الارتباطية
(خالد أحمد جلال ,السعيد عبد الصالحين محمد ,2005)	مقياس الاستخدام المفرط للانترنت	استكشافي	378
(***Mano & Osmon,2008***)	بطارية اختبارات معرفية مرتبطة بالقدرات الإملائية الإدراكية البصرية	توكيدي	91
(***Aluja et al.,2006***)	مقياس إدراكات البالغين لأساليب المعاملة الوالدية	استكشافي و توكيدي	276[6]

6 إحدى مصفوفات صور المقياس الخاضعة للتحليل و المكونة من (24) بنداً.

(*Yildiz et al.,2009*)	مقياس الميتامعرفية	استكشافي و توكيدي	435
(هشام فتحي جاد الرب , 2006)	مقياس مركز الدراسات الوبائية للاكتئاب	توكيدي	190

ملاحظات

- الخلايا القطرية في المصفوفة الارتباطية تقسم المصفوفة لنصفين متماثلين تماماً ,و لذلك تتسم بأنها مصفوفة متماثلة .
- هناك مصفوفات أخرى تظهر في مخرجات التحليل العاملي مثل :مصفوفة التشبعات قبل التدوير و مصفوفة التشبعات بعد التدوير و مصفوفة البنية ومصفوفة النمط[7],و غيرها من المصفوفات الأخرى .
- الخلايا القطرية في المصفوفة الارتباطية قد تُملأ بالرقم 1 كما في المثال السابق ,و قد تُملأ بقيم أخرى مثل أقصى ارتباط بين البند و أحد البنود الأخرى ,أو أقصي تشبع للبند على أحد العوامل .
- العوامل المستخرجة أو التي يتم تأكيدها تعتمد بصورة رئيسية على قيم معاملات الارتباط الموجودة في المصفوفة الارتباطية .

4-1:أهمية التحليل العاملي:

ماذا نستفيد من التحليل العاملي الذي يقلِّص عدد كبير من المتغيرات إلى عدد أقل ,هل في هذا التقليص فائدة عملية أو علمية للقارئ أو المهتم أو المسئول ,فإذا كان لدينا مقياس يتكون من 30 عبارة ماذا سنستفيد عندما نختزل هذه العبارات في 4 عوامل مثلاً ؟

فالحقيقة الوجودية كما يشير(صفوت فرج,1980, 346) هي عبارة عن المفردات الواقعية القابلة للحس المباشر و ليست المفاهيم المجردة لخصائص هذه المفردات الواقعية , و لكن ردَّ على ذلك بأمثلة عديدة منها أن العامل مثل

7 انظر الجزء 2-3 .

المتوسط الحسابي الذي ليس له وجود فعلي و لكن يفيدنا في إعطاء مستوي عام للجماعة من خلال درجاتهم الفردية.

كما أوضح (***Rummel ,1970,3***) أن التحليل العاملي يدرس الظاهرة السلوكية بدرجة تنوع و تعقد عميقة ,و يزيِّن نتائجه في صورة نظريات علمية ,فهو يعرض كل من أسلوب التحليل و البنية النظرية ,كما أنه يسمح باستقراء و استنباط المعلومات من البيانات الكمية و الكيفية .

كما حدد كل من (فؤاد أبو حطب ,آمال صادق,1991, 593-595) 3 فوائد للتحليل العاملي هي :الاقتصاد في عدد المتغيرات , زيادة مقدار المعلومات ,التحقق من الفروض العلمية .

و استكمالاً لأهمية التحليل العاملي أشار (***Comrey&Lee,1992,4***) إلى أن هناك العديد من الأسباب التي تدعو الفاحص أو الباحث إلى استخدام التحليل العاملي منها جمع قياسات عن عدد من المتغيرات و أخذ فكرة عن البنيات التحتية التي تفسر الارتباطات ***intercorrelations*** بين هذه المتغيرات , واختبار صحة نظرية ما عن عدد و طبيعة العوامل التي تنطوي تحت المتغيرات الملاحَظة.

و سار في نفس الاتجاه (فؤاد البهي السيد,2006, 497 -498) الذي أوضح أن التحليل العاملي يصلح لدراسة الظواهر المعقدة التي تتأثر بعدد كبير من المؤثرات و العوامل المختلفة ,و لذا أفاد في أبحاث العلوم السياسية و الدراسات التجارية كتحليل العوامل المؤثرة في أسعار السلع المختلفة والأوراق المالية و أجور العمال و النقل ,و استعانت به الأبحاث الطبية في تحليل الظواهر المرضية المختلفة و تصنيفها تصنيفاً علمياً مميزاً ,و طُبِّق بنجاح في أبحاث العلوم الطبيعية و خاصة في دراسة مدى تأثر الأشعة الكونية بالضغط و درجات الحرارة و الارتفاع و العوامل الأخرى التي تتصل بها من قريب أو بعيد ,و هكذا ندرك الأهمية العلمية التطبيقية للتحليل العاملي.

إن اختزال كل مجموعة من المتغيرات الملاحَظة في عامل له فائدة ذات اتجاهين تبادليين يمكن توضيحهما من خلال المثال التالي:

لو كان لدينا مقياس في الذاكرة يتكون من 30 بنداً ,إذا لم نتعرف على البنية العاملية للمقياس- و التي تتأتي من خلال اختزال الثلاثين بنداً إلى عدد أقل يسمى عوامل-كيف يتسنى لنا معرفة الأنواع المختلفة من الذاكرة التي يمتلكها المفحوصون مثل :ذاكرة الأرقام-الذاكرة البصرية –الذاكرة اللفظية .و الاتجاه العكسي للمثال له فائدة أيضاً فمعرفة المؤشرات أو السلوكيات التي يمكن ملاحظتها و التي تدل على ذاكرة الأرقام مثلاً تفيد في إعطاء بدائل متنوعة للمسئول في التشخيص و التعليم .

و تأكيداً لأهمية التحليل العاملي التي ظهرت في المثال السابق يمكن أيضاً توضيح المثال التالي ,و هو مثال يتسم بالعمومية :

نفترض أن مدينة ما مكونة من 5000 فرد , ,و هنا تظهر فكرة التحليل العاملي ذات الفائدة التبادلية :فهؤلاء الأفراد(البنود أو الاختبارات الفرعية ذات الطبيعة الحسية) يكوِّنون مثلاً 1000 أسرة(1000 عامل) ,و هذا له أهميته التي يجب عدم إنكارها ,و إلا تخيل أن كل فرد يعيش بمفرده .

كما أننا لا يمكننا أن نتعامل مع الأسرة بصورة مباشرة ,فالأسرة متغير كامن غير ملاحَظ يستدل عليه من خلال الأفراد المنتميين للأسرة(البنود).

لعل المثالين السابقين و غيرهما العديد و العديد من الأمثلة توضح أهمية التحليل العاملي ليس فقط في مجال علم النفس و التربية و لكن في كل مجالات الحياة ,لأن التحليل العاملي مرادف لعملية التنظيم ووضع كل وحدة أو مفردة في مكانها الصحيح و الملائم لها .

أهمية التحليل العاملي في الدراسات و البحوث:

دراسة (خالد أحمد جلال ,السعيد عبد الصالحين محمد ,2005)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس الاستخدام المفرط للانترنت

نوع التحليل	استكشافي
أهمية التحليل العاملي	استفاد الباحث من التحليل العاملي الاستكشافي في التحقق من الصدق العاملي للمقياس ,و التي تعد من الخطوات المهمة في بناء المقياس.

دراسة (*Mano & Osmon,2008*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	بطارية اختبارات معرفية مرتبطة بالقدرات الإملائية الإدراكية البصرية
نوع التحليل	توكيدي
أهمية التحليل العاملي	استفاد الباحث من التحليل العاملي التوكيدي في التوصل إلى عامل وحيد ينطوي تحت القدرات المختلفة الخاضعة للدراسة و التي ستفيد في تشخيص و تقييم و علاج ذوي صعوبات القراءة النمائية .

دراسة (*Aluja et al.,2006*)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس إدراكات البالغين لأساليب المعاملة الوالدية
نوع التحليل	استكشافي و توكيدي
أهمية التحليل العاملي	استفاد الباحث من كل من التحليل العاملي الاستكشافي و التوكيدي في الوصول إلى نسخة مختصرة من المقياس تحقق أفضل خصائص سيكومترية .

دراسة (Yildiz et al.,2009)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس الميتامعرفية
نوع التحليل	استكشافي و توكيدي
أهمية التحليل العاملي	استفاد الباحث من كل من التحليل العاملي الاستكشافي و التوكيدي في الوصول إلى مقياس في الميتامعرفية ذي 8 أبعاد ,و هو يفيد الباحثين و المعلمين الذين يريدون قياس القدرات الميتامعرفية لدي تلاميذهم .

دراسة (هشام فتحي جاد الرب , 2006)	
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس مركز الدراسات الوبائية للاكتئاب
نوع التحليل	توكيدي
أهمية التحليل العاملي	استفاد الباحث من التحليل العاملي التوكيدي في التحقق من تكافؤ قياس المقياس الأجنبي في البيئة العربية و الذي يعطي ثقة في النتائج المترتبة على المقياس.

ملاحظتان

- أُستخدم التحليل العاملي في مجالات عديدة مثل التربية و الطب و الهندسة و الزراعة و الكيمياء و غيرها من العلوم .
- كما يجب ألا ننسى استخدامات التحليل العاملي للتحقق من صدق المقاييس (الصدق العاملي) ,و كذلك ما يسمى الثبات العاملي ***factorial invariance*** ,و غيرها من الاستخدامات الإحصائية الأخرى.

5-1:التشبع *Loading* و معامل الارتباط *Correlation Coefficient* و التحليل العاملي :

يشير تشبع[8] المتغير الملاحَظ على العامل إلى نسبة إسهام المتغير الملاحَظ في العامل ,و في الغالب يدل التشبع على معامل ارتباط بين المتغير الملاحَظ و العامل و هو يأخذ نفس قيمة معامل الارتباط بمعنى أن التشبع غالباً يساوي أي من القيمتين -1 أو +1 أو يكون محصوراً بينهما في صورة كسر موجب أو سالب.و هناك تشبعات متباينة القيم للمتغيرات الملاحَظة المتشبعة على عامل ما ,و أحياناً يتم تسمية العامل[9] باسم المتغير الملاحَظ الذي يحظى على أعلى تشبع .

فلقد أوضح (فؤاد البهي السيد ,2006 , 500) أن التشبعات تدل على معاملات ارتباط بين الاختبار(المتغير الملاحَظ) و العوامل .

و هناك محكات معينة تحدث عنها المهتمون بالتحليل العاملي لقبول التشبع ,و هذه المحكات تختلف باختلاف التحليل سواء استكشافي أو توكيدي ,فبالنسبة للتحليل العاملي الاستكشافي أشار(***Kline 1994,52***) إلى أن هناك عدة طرق للتعرف على دلالة التشبع منها محك 0.3 و الذي يشير إلى أن 9% من التباين(مربع التشبع) يمكن إرجاعه للعامل و هو مقدار كاف لاعتبار التشبع مقبول,و الطريقة الثانية اعتبار التشبع معامل ارتباط فإذا كان دالاً يصبح التشبع دالاً و العكس صحيح ,و لكن من عيوبها تأثرها بحجم العينة فمثلاً التشبع 0.15 دالاً عند حجم عينة 300 و لكنها تقابل نسبة تباين قليلة (2%) فقط . و لذلك أشار(***Yildiz et al.,2009,1597***) إلى أن محك 0.3 كمحك فاصل بين التشبع و عدم التشبع يعد من أكثر المحكات شيوعاً و استخداماً في التحليل العاملي .كما أشار (***Saunders,1960,375***) إلى أن اختيار المحك 0.35 كحد مقبول لتشبع العامل هي عملية اعتباطية و ذاتية ,و بدليل تبنيه هذا المحك في بعض البنود و تبنيه محك أقل من 0.35 في بنود أخرى .

---

8 هذه المفاهيم الخاصة بالتشبع تكون قبل التدوير ,أما بعد التدوير فالأمر يختلف من التدوير المتعامد للتدوير المائل (انظر الجزء 2-3).
9 انظر الجزء 2-4 .

و في هذا الصدد أشار (***Watson & Thompson,2006,332***) إلى أن التشبع هو ارتباط بين البند و العامل ,و لكن ما حجم التشبع الذي يؤدي إلى قبول البند و انتمائه لعامل دون آخر بحيث إذا كان التشبع صغيراً يتم استبعاده من العامل و العكس بالعكس , في هذا الصدد يعتبر محك 0.3 أفضل من محك 0.4,و لكن لكل محك مزايا و عيوب ,ففي محك 0.3 سيكون هناك فرصة أكبر لإيجاد بنود تتشبع على أكثر من عامل ***cross-load*** ,و هذا أقل احتمالاً في محك 0.4 ,و عندما تتشبع البنود على أكثر من عامل لم تتحقق البنية البسيطة و خطوات تالية نحتاجها لتسكين البنود على العوامل المنتمية إليها ,و يمكن تحقيق ذلك بحذف البنود المتشبعة على أكثر من عامل من التحليل العاملي,و هذا يسهم بنسبة قليلة في نقاء الأبعاد التحتية الكامنة(العوامل) و عند حذف البنود يفضل إعادة التحليل العاملي بدون البنود المفقودة و إذا لم يعاد التحليل و تم الاكتفاء بمجرد حذف البنود عندئذ سوف لا تعرض تشبعات البنود على العوامل توزيع التباين عبر العوامل من البنود المتبقية ,فحذف بند أو أكثر سيغيِّر هذا التوزيع .

كما أشار(صفوت فرج,1980 , 151) إلى أن الدلالة الإحصائية للتشبع على العامل وفقاً لمحك جيلفورد هي 0.3 على الأقل ,بحيث يعد التشبع الذي يبلغ هذه القيمة أو يزيد عنها دالاً وفقاً لهذا المحك التحكمي.

كما ألمح(صفوت فرج,1980, 151-153) إلى أن معادلة الخطأ المعياري لبيرت-بانكس ***Burt-Banks*** تعتمد على دلالة التشبع و ليست قيمة مطلقة للتشبع,و هي تأخذ في الحسبان أربعة معايير مجتمعة موجودة في المعادلة و هي : حجم العينة المستخدم في الدراسة العاملية-الخطأ المعياري المقبول لمعامل الارتباط و الذي يرتضيه الباحث-عدد المتغيرات الخاضعة للتحليل-ترتيب ظهور العامل في المصفوفة الارتباطية وفقاً للمعادلة التالية :

$$خ_ت = خ_ر \times \sqrt{\frac{ن}{ن + ١ - ع}}$$

حيث: $خ_{ت}$ الخطأ المعياري للتشبع على العامل , $خ_{أ}$ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط للعينة التي حللت ارتباطاتها عاملياً . ن عدد المتغيرات في التحليل , ع رقم العامل المستخلص في المصفوفة العاملية[10][11] .

كما تحدث كل من (فؤاد أبو حطب , آمال صادق,1991, 640 -641) عن 3 محكات يمكن من خلالها الحكم على دلالة التشبعات و هي :1) محك ± 0.3 بشرط ألا يقل عدد العينة عن 50 و سبب اختيار المحك أن يعطي 9 %[12] من التباين ,و ألمح أيضاً إلى أنه على درجة كافية من الدقة مقارنة بالمحكات الأخرى ,2)اعتبار التشبع معامل ارتباط و البحث عن دلالته الإحصائية في جدول معامل الارتباط و ألمح إلى ضرورة التشدد في مستوي الثقة (0.01) بسبب عدم اليقين المحيط بقياس الخطأ المعياري في بحوث التحليل العاملي ,3)محك معادلة بيرت –بانكس التي تراعي عدد المفحوصين و عدد المتغيرات و عدد العوامل و الخطأ المعياري ,كما أضافا بالقول أنه في الممارسة الواقعية لتفسير العوامل عادة ما يلجأ الباحث إلى المحك الأول و الاعتماد عليه و هو 0.3 و الاعتماد على التشبعات التي تزيد عن هذا الحد في التفسير الأساسي للعامل ثم تطبيق أي مبدأ من المحكين الإحصائيين الآخرين حين يجد الباحث بعض المتغيرات لها معني واضح بالنسبة للعامل و لها تشبعات دالة بأحد هذين المحكين أو كليهما .

أما بالنسبة للتحليل العاملي التوكيدي فلقد أشار(***Maxwell et al.,2009,4***) نقلا عن ***Bryne*** إلى أن دلالة التشبع في التحليل العاملي التوكيدي تُقاس بالنسبة الحرجة عند مستوى 0,05 (±1.96) ,فالبنود التي تمثل مشكلة في التحليل العاملي التوكيدي هي البنود التي تشبعت على عامل غير مناسب أو فشلت في التشبع على عامل أي أن النسبة الحرجة لتشبعها أقل من القيمة المطلقة 1.96 .

---

10 تم استبدال الرمز (ر) في المعادلة الأصلية بالرمز (ع) لعدم التداخل مع رمز معامل الارتباط .

11يمكن الإطلاع على الجداول الإحصائية الخاصة بهذه المعادلة في نفس المرجع الموجود في المتن .

12 كانت مكتوبة في المرجع الموضح (10% تقريباً) ,إلا أن التباين يساوى مربع التشبع أى 0.3×0.3 بما يعني 9%.

و يؤيد ذلك (***Morimoto et al.,2003,25***) الذين أشاروا إلى أن التشبعات هـي أوزان الانحـدار المعياريـة أو معاملات المسار و التي يمكن قياس دلالتها بالنسبة الحرجة .

و يمكن إيضاح التشبع و علاقته بكل من معامل الارتباط و التحليل العاملي من خلال المثال التالي :

قام باحث بإجراء تحليل عاملي استكشافي لدرجات 22 عبارة(22 متغيراً ملاحَظاً) مكونة لاختبـار تقـدير الذات لمعرفة البنية العاملية للاختبار فتوصل إلى الآتي :

العبارة / العامل	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
1	0.118	0.164	0.817
2	0.761	0.083	0.037-
3	0.072-	0.65	0.041-
4	0.174-	0.069	0.046
5	0.112	0.238	0.489-
6	0.728	0.062-	0.01-
7	0.11-	0.46	0.018-
8	0.4	0.342	0.084
9	0.153	0.298	0.748
10	0.807	0.043	0.059
11	0.037	0.725	0.029
12	0.002-	0.367	0.074
13	0.291	0.241	0.396-
14	0.743	0.107	0.131
15	0.092-	0.582	0.104-

16	0.243	0.401	0.107-
17	0.02	0.173	0.797
18	0.793	0.116-	0.005-
19	0.078	0.748	0.036-
20	0.003	0.036-	0.21
21	0.101-	0.268	0.469-
22	0.782	0.041-	0.135

فالقيم المقابلة لكل بند أو عامل تمثل تشبعات للبند على عامل معين , و هـي قـيم لهـا اعتبارهـا عنـد قبول انتماء البند للعامل في ضوء المحكات السالف ذكرها .

التشبع في الدراسات و البحوث :

دراسات (***Cochran &Peplau,1991;Vogt & Tanner,2007;Boronat et al. ,2009; Shibuya et al.,2009***)	
نوع التحليل	توكيدي
المحك	النسبة الحرجة (***Critical Ratio*** (***CR***)
التفسير	إذا كانت النسبة الحرجة تساوي 1.96 فما فـوق يكـون التـشبع دالاً و مقبولاً , أما إذا كانت النسبة الحرجة أقل من 1.96 يكون التشبع غير دال ,و من ثم يُستبعد البند أو المتغير الملاحَظ من النموذج .

دراسات (آمال صادق و زملاؤها ,2008; فوقية أحمد السيد عبد الفتاح, 2008 ; السيد كامل الشربيني منصور , 2007 ;(***Yildiz et al.,2009 ; Grimbeek & Nisbet,2006***)	
نوع التحليل	استكشافي

المحك	0.3
التفسير	إذا كانت قيمة التشبع تساوي 0.3 فما فوق يكون التشبع دالاً و مقبولاً, أما إذا كانت قيمة التشبع أقل من 0.3 يكون التشبع غير دال ,و من ثم يُستبعد البند أو المتغير الملاحَظ في التصفية النهائية للتحليل .

دراسات (خالد أحمد جلال ,السعيد عبد الصالحين محمد,2005)(***Saunders ,1960 ; Musa,2009***)	
نوع التحليل	استكشافي
المحك	0.35
التفسير	إذا كانت قيمة التشبع تساوي 0.35 فما فوق يكون التشبع دالاً و مقبولاً , أما إذا كانت قيمة التشبع أقل من 0.35 يكون التشبع غير دال ,و من ثم يُستبعد البند أو المتغير الملاحَظ في التصفية النهائية للتحليل .

دراسات (***Singer et al.,2007; Carlson & Thomas,2007;Pedder & MacBeath,2008***)	
نوع التحليل	استكشافي
المحك	0.4
التفسير	إذا كانت قيمة التشبع تساوي 0.4 فما فوق يكون التشبع دالاً و مقبولاً ,أما إذا كانت قيمة التشبع أقل من 0.4 يكون التشبع غير دال ,و من ثم يُستبعد البند أو المتغير الملاحَظ في التصفية النهائية للتحليل .

دراستا (*Hafner & Ross,1989 ; Gattiker &Larwood,1986*)	
نوع التحليل	استكشافي
المحك	بيرت-بانكس
التفسير	يتم الحكم على دلالة التشبع وفقاً لمعادلة بيرت-بانكس الموضحة سابقاً .

ملاحظات

- كل متغير ملاحَظ له قيمة تشبع معينة على كل عامل من العوامل المستخرجة أو المطلوب تأكيدها ,و يتم إبقاء المتغير الملاحَظ على عامل واحد فقط هو الذي يحظى بأعلى تشبع بشرط أن يكون تشبعه مقبول وفقاً لأحد المحكات التي يتم تبنيها .
- يرتبط بالملاحظة السابقة تسبب وجود محكات عديدة للحكم على قبول تشبع البند و الإقرار بانتمائه لعامل معين دون آخر في وجود ازدواجية في ذلك ,فمثلا لو كانت قيمة أعلى تشبعات لبند هو 0.33 على عامل معين, فنحكم على هذا البند بانتمائه لهذا العامل في ضوء محك 0.3 ,و في الوقت نفسه نحذف هذا البند في ضوء المحكات الأخرى التي تعلو 0.3 مثل محك 0.35 و محك 0.4 ,و يمكن أن يتفق ذلك أو يختلف مع محك بيرت-بانكس,و بالتالي يتأثر الحكم على التشبع بالذاتية من خلال اختيار أحد المحكات دون غيره.
- التشبع يأخذ نفس قيم معاملات الارتباط.
- مجموع مربعات تشبعات المتغيرات الملاحَظة على عامل معين يساوي الجذر الكامن[13] .
- مجموع مربعات تشبعات متغير ملاحَظ معين على كل عامل من العوامل المستخرجة أو المطلوب تأكيدها يساوي اشتراكيات (شيوع)[14] المتغير الملاحَظ .
- سيختلف تفسير التشبع في حالة التدوير المائل للعوامل .

13 انظر الجزء 2-1 .

14 انظر الجزء 2-1 .

6-1 :التحليل العاملي من الدرجة الثانية ***Second-Order Factor Analysis***:

التحليل العاملي من الدرجة الثانية كما يظهر من اسمه هو إجراء تحليل عاملي على مصفوفة الارتباط بين العوامل المستخلصة في التحليل العاملي الأول (التحليل من الدرجة الأولى) ,بهدف تحقيق مزيد من التلخيص و الاختصار و التوصل إلى بنية عاملية أكثر قبولاً و تفسيراً ,و التحليل العاملي من الدرجة الثانية لا يتم إلا بعد التدوير المائل فقط الذي يتيح عوامل مائلة تسمح بوجود ارتباط بينها و من ثَّم تكوين مصفوفة ارتباطية بين العوامل , بعكس التدوير المتعامد الذي يتيح عوامل متعامدة الارتباط بينها يساوي صفراً ,و من ثّم تكون مصفوفة الارتباط بين العوامل كلها أصفار ,مما يعني عدم صلاحية إجراء التحليل العاملي من الدرجة الثانية في حالة التدوير المتعامد .

فلقد أوضح (صفوت فرج,1980, 308) أن التدوير المائل للعوامل يعد من الحلول المعقدة التي يلجأ إليها الباحث أحياناً إذا قبل منطق الارتباط بين العوامل و رفض منطق الاستقلال الذي يعبر عنه التدوير المتعامد ,و قد أُستخدم التدوير المائل لأهداف أبعد من مجرد تصوير التصنيفات العاملية وفقاً لمبدأ التعامد أو الميل ,حيث يمكن أن نستخدم مصفوفة الارتباطات بين العوامل المائلة بوصفها مصفوفة ارتباطات عادية قابلة للتحليل العاملي للوصول منها إلى ما نطلق عليه اسم عوامل الدرجة الثانية –و هنا أوضح نفس المصدر-أنه يتم تحليل المصفوفة المقلوبة و ليس المصفوفة المباشرة بين العوامل المائلة.

كما أوضح (***Gorsuch,1983,239***) بالقول أن التحليل العاملي ربما يحتوي على عوامل مرتبطة ,و من ثم يكون لدينا مصفوفة ارتباط بين العوامل ,و إذا كان لدينا مصفوفة ارتباط فيمكن تحليلها و الذي يجرنا لتحليل عاملي من درجات عليا ,و في التحليل العاملي من الدرجة الثانية تكون المتغيرات الخاضعة للتحليل هي عوامل الدرجة الأولى ,كما أن عوامل الدرجة الثانية يمكن تدويرها تدويراً مائلاً و الذي ينتج مصفوفة ارتباطات بين عوامل الدرجة الثانية التي تخضع للتحليل العاملي و هو ما يعطي عوامل من الدرجة الثالثة و هكذا يمكن التقدم

لتحليلات عاملية عليا و لن يتوقف التقدم إلا في حالة التوصل لعامل واحد أو التوصل لعوامل غير مرتبطة .

و أضاف (*Flanagan& Harrison, 2005,70*) أن مصطلح رتبة التحليل العاملي ظهر على يد ثرستون عام 1947 ,فالتحليل العاملي من الدرجة الأولى هو تطبيق أساليب التحليل العاملي مباشرة على مصفوفة الارتباط للمتغيرات الأصلية في مجموعة البيانات و هو ما ينتج عامل أو أكثر من عامل من الدرجة الأولى ,أما التحليل العاملي من الدرجة الثانية فهو تطبيق أساليب التحليل العاملي على مصفوفة الارتباطات بين عوامل الدرجة الأولى (لو كان هناك أكثر من عاملين و كانت الارتباطات بين العوامل غير صفرية), و هي تنتج عامل أو أكثر من الدرجة الثانية ,و هكذا يمكن التقدم في التحليلات العاملية .

و في هذا الصدد أوضح (*Kline,1994,77*) أن عوامل الدرجة الثانية مهمة في العديد من تطبيقات التحليل العالي في علم النفس ,فعوامل القدرة و الشخصية هي عوامل من الدرجة الثانية .

كما يمكن إجراء التحليل العاملي من الدرجة الثانية –و كذلك الدرجات العليا-في حالة التحليل العاملي التوكيدي فلقد أشار (*Marcoulides & Hershberger,1997,255*) أن امتداد بسيط للتحليل العاملي التوكيدي يمكن عمله بوضع ارتباطات دالة بين العوامل المعرفة في النموذج .

مثال لتحليل عاملي استكشافي من الدرجة الثانية[مأخوذ من (*Ogasawara,2002*)]:

قام الباحث بإجراء تحليل عاملي استكشافي على درجات 16 متغيراً ملاحَظاً لمقياس مفهوم الذات و تم تدوير المحاور تدويراً مائلاً فتوصل الباحث إلى 4 عوامل ,مصفوفة الارتباط بينهم موضحة في الجدول التالي:

العوامل	القدرة الجسمية	المظهر الجسمي	العلاقات مع الأقران	العلاقات مع الآباء
القدرة الجسمية	1	0.23	0.30	0.34

المظهر الجسمي	0.23	1	0.11	0.28
العلاقات مع الأقران	0.30	0.11	1	0.29
العلاقات مع الآباء	0.34	0.28	0.29	1

ثم بعد ذلك تم إجراء تحليل عاملي استكشافي من الدرجة الثانية على مصفوفة الارتباط بين عوامل الدرجة الأولى ,فتوصل إلى عاملين[15] مائلين موضحين في مصفوفة التشبعات التالية :

عوامل الدرجة الثانية / المتغيرات الملاحَظة (عوامل الدرجة الأولى)	العامل الأول	العامل الثاني
القدرة الجسمية	0.64	0.28
المظهر الجسمي	-0.05	0.93
العلاقات مع الأقران	0.87	-0.18
العلاقات مع الآباء	0.54	0.44

و تعليقاً على النتائج أوضح الباحث أن هناك 3 عوامل من الدرجة الأولى تتشبع على العامل الأول (من الدرجة الثانية) ,و يوجد عامل واحد فقط من الدرجة الأولى(المظهر الجسمي) يتشبع على العامل الثاني(من الدرجة الثانية), و لذلك أوضح الباحث وجود عامل واحد فقط من الدرجة الثانية هو العامل الأول و تم استبعاد العامل الثاني.

15 التحليل العاملي الاستكشافي من الدرجة الثانية مثل أى تحليل عاملي استكشافي يمكن إجراء التدوير علي عوامله ,و لذلك قام الباحث بعرض نوعين من النتائج أحدهما لتحيل عاملي من الدرجة الثانية مدور تدويراً متعامداً و هنا ينتج عاملين متعامدين من الدرجة الثانية ,و الآخر تحليل عاملي من الدرجة الثانية مدور تدويراً مائلاً و هنا ينتج عاملين مائلين(مرتبطين) من الدرجة الثانية ,و بالطبع الباحث ليس مجبراً على إجراء النوعين من التدوير ,و إنما تم عمل ذلك في البحث الحالي لأغراض إحصائية ,أما اختيار نوع التدوير (متعامد أم مائل) في التحليل العاملي من الدرجة الثانية يعتمد على نفس سبب اختيار نوع التدوير في التحليل العاملي من الدرجة الأولى ,فإذا كانت الخلفية النظرية و الدراسات السابقة تؤيد وجود عاملين(أو عوامل) مرتبطة هنا يتم اختيار التدوير المائل ,و إذا كانت الخلفية النظرية و الدراسات السابقة تؤيد وجود عاملين(أو عوامل) غير مرتبطة هنا يتم اختيار التدوير المتعامد .

مثال لتحليل عاملي توكيدي من الدرجة الثانية[مأخوذ من (*Williams et al.,2007*)] :

قام الباحث بافتراض نموذج عاملي(من الدرجة الثانية) يحتوي على 24 متغيراً ملاحَظاً لمقياس الضبط الذاتي المعد بواسطة ***Grasmick*** و زملاؤه عام 1993 و 6 عوامل من الدرجة الأولى ,و عامل من الدرجة الثانية , و توصَّل الباحث إلى قبول النموذج بحصوله على مؤشرات جودة مطابقة[16] مقبولة ,بالإضافة إلى اتفاقه مع نتائج الدراسات السابقة .

التحليل العاملي من الدرجة الثانية في الدراسات و البحوث:

الدراسة	المحتوي الخاضع للتحليل	نوع التحليل	عدد عوامل الدرجة الأولى	عدد عوامل الدرجة الثانية
(***Williams et al.,2007***)	مقياس الضبط الذاتي	توكيدي	6	1
(***Hittner&Swickert ,2001***)	قائمة التدعيم الاجتماعي	توكيدي	6	1
(***Marsh ,1985***)	مقياس كومري***Comrey*** للشخصية	توكيدي	10 [17]	2
(***Ogasawara,2002***)	مقياس مفهوم الذات	استكشافي	4	1
(***Keith et al.,2006***)	مقياس وكسلر***Wechsler*** للذكاء	توكيدي	4	1

16 انظر الجزء 3-2 .

17 أحد النماذج الخاضعة للتحليل.

ملاحظات

- التحليل العاملي الاستكشافي من الدرجة الثانية(و كذلك الدرجات الأعلى) يمكن تنفيذه بواسطة العديد من البرامج و لكن أشهرها برنامج ***SPSS*** بلغة ***SYNTAX*** .
- التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية (و كذلك الدرجات الأعلى) يمكن تنفيذه بواسطة العديد من البرامج و لكن أشهرها برنامج ***AMOS*** , و كذلك برنامج ***LISREL*** .
- توجد ندرة في الدراسات و البحوث العاملية التي تعرضت للتحليل العاملي من الدرجة الثانية (الدرجات العليا) ,و خاصة في الدراسات العربية .
- ظهر التحليل العاملي من الدرجة الثانية (و كذلك الدرجات العليا) أول ما ظهر على يد ثرستون ***Thurston*** عام 1947 الذي توصل إلى عامل عام للقدرات العقلية و لكنه عامل عام من الدرجة الثانية متفقاً بذلك مع سبيرمان***Spearman*** الذي توصل إلى نفس العامل العام و لكنه من الدرجة الأولى.
- إن التحليل العاملي من الدرجة الأعلى(الثالثة فأعلى) يأتي تحت مسمى الحيل الرياضية التي يحاول فيها الباحث جبراً أن يوجز المتغيرات الملاحَظة في عامل وحيد,و هذا الإجراء قد يتساوى مع ما يفعله الباحث على برنامج ***SPSS*** مثلاً بإجبار كل المتغيرات الملاحظَة على التشبع على عامل واحد.

2- مصطلحات مرتبطة بالتحليل العاملي الاستكشافي:

1-2 : الجذر الكامن ***Eigenvalue*** و الشيوع ***Communalities*** و التحليل العاملي :

كل عامل من العوامل المستخرجة له جذر كامن يمثل جزء من التباين الكلي للمصفوفة الارتباطية,وبالتالي كلما زادت قيمة الجذر الكامن لعامل ما كلما زادت الأهمية النسبية لهذا العامل من حيث التعبير عن الظاهرة موضوع البحث .

فلقد أوضح(صفوت فرج,1980, 149) أنه لأي مصفوفة عاملية فإن الجذر الكامن يتناقص تدريجياً من عامل لآخر ,فالعوامل الأولى ذات جذر كامن أكبر من العوامل المتأخرة الاستخلاص ,ذلك أن خطوات حساب العوامل تؤدي إلى استخلاص أقصي تباين مشترك بين المتغيرات في كل مرة على التوالي و بطرح

مصفوفة الناتج من المصفوفة الارتباطية يتبقي حجم أصغر من التباين المشترك بين المتغيرات يُستخلص في عامل جديد ذي جذر كامن أصغر من سابقه .

و يمكن حساب الجذر الكامن كما سبق قوله من خلال جمع مربعات تشبعات كل متغير ملاحَظ على نفس العامل ،و لكن بالطبع هناك برامج تكنولوجية جاهزة لإجراء أي عملية إحصائية سواء خاصة بالتحليل العاملي أو أي أسلوب إحصائي آخر .

كما أضاف (فؤاد أبو حطب , آمال صادق ,1991 , 618) بالقول أنه من الطرق الملائمة للتعبير عن التباين لكل عامل أو جذره الكامن تحويله إلى نسبة مئوية من التباين الكلي الأقصى ,و ذلك بقسمة الجذر الكامن على عدد المتغيرات[18] و ضرب القيمة في 100 .

و إذا كان الجذر الكامن يصف العامل ,فإن الشيوع أو الاشتراكيات يصف المتغير الملاحَظ ,و هو يعني نسبة شيوع المتغير الملاحَظ في كل العوامل المستخرجة,فكل متغير ملاحَظ له نسبة من الإسهام على كل عامل ,و شيوع المتغير الملاحَظ يعني نسبة ظهوره في كل العوامل .

و يمكن حساب شيوع المتغير الملاحَظ بجمع مربعات تشبعات المتغير الملاحَظ على كل عامل من عوامل التحليل .

فلقد أشار (*Ferguson,1981,497*) إلى أن الشيوع لمتغير ملاحَظ معين هو جزء من التباين و الذي يُعزى إلى عوامل معينة ,و يأتي من خلال مجموع مربعات تشبعات المتغير على هذه العوامل .

كما أوضح (*Sharma,1996,92*) أن قيمة الشيوع مؤشر لثبات المقياس ,فكلما كان الشيوع كبيراً كلما كان قياس البند ثابتاً و العكس صحيح .

و في هذا السياق أضاف (*Watson&Thompson,2006,332*) بالقول أن شيوع البنود يعد مهم في تحديد أي بنود يمكن استبعادها من التحليل العاملي

18 على اعتبار أن أقصى تباين للمتغير الملاحَظ هو 1 .

النهائي ,و هو نسبة التباين لمتغير معين و التي يمكن أن تُفسَّر بواسطة عدد العوامل المستخرجة ,و على العكس تعد الانفراديات نسبة التباين لمتغير معين و التي لا يمكن تفسيرها بواسطة العوامل المستخرجة ,و تعد شيوع البنود مفيدة لأنها توضح المتغيرات التي لا تظهر في العوامل (انفرادياتها أكبر أو شيوعها أقل) و من ثم يتم استبعادها لأنها تخل بالمقياس .

و يمكن فهم كل من الجذر الكامن و الشيوع و علاقتهما بالتحليل العاملي بصورة أكثر وضوحاً من خلال المثال التالي:

أراد باحث التحقق من البنية العاملية لمقياس الاكتئاب المكون من 24 عبارة فتوصل إلى مصفوفة التشبعات التالية :

العامل / المتغير الملاحَظ	التشبعات على العامل الأول	التشبعات على العامل الثاني	الشيوع
1	0.611	0.166-	0.402
2	0.463	0.002	0.215
3	0.478	0.119-	0.243
4	0.54	0.342-	0.409
5	0.172	0.209	0.073
6	0.326	0.152	0.129
7	0.356	0.119	0.141
8	0.005	0.033-	0.001
9	0.725	0.171-	0.555
10	0.301	0.031	0.091
11	0.094	0.175	0.039
12	0.115-	0.333	0.124
13	0.026	0.427	0.183
14	0.216-	0.386	0.196
15	0.274-	0.534	0.36
16	0.002-	0.583	0.339

17	0.196	0.178	0.07
18	0.013-	0.547	0.3
19	0.36	0.248	0.191
20	0.144	0.301	0.111
21	0.422	0.229	0.23
22	0.118	0.407	0.179
23	0.097	0.513	0.272
24	0.139	0.45	0.222
الجذر الكامن	2.541	2.535	5.076

ففي الجدول السابق إذا جمعت مربعات قيم كل عمود ستحصل على قيمة الجذر الكامن للعامل الممثل لهذا العمود ,و إذا جمعت مربعات كل صف (مربعين فقط) ستحصل على قيمة الشيوع للمتغير الممثل لهذا الصف ,و إذا جمعت كل قيم الشيوع (آخر عمود) ستجد أن هذا المجموع هو نفسه مجموع الجذور الكامنة (جذرين كامنين فقط)(آخر صف),و هذا المجموع يساوي 5.076 .

ملاحظة
الترابط بين قيم الجدول السابق لا يكون إلا في حالة التدوير المتعامد فقط ,أما في حالة التدوير المائل فقيمة التشبع (و من ثَّم الشيوع و الجذر الكامن) تأخذ منحى مختلف.

الجذر الكامن و الشيوع في الدراسات و البحوث :

دراسة (فتحي عبد الحميد عبد القادر , مراد على عيسي , 2008)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	أكثر من مقياس منها : مقياس الثقافة المدرسية نسخة المعلم

التدوير	مائل
الجذور الكامنة و الشيوع	تم استخراج 8 عوامل جذورها الكامنة تعدت الواحد الصحيح ,و تم حساب شيوع كل بند من بنود المقياس(56 بنداً) و تراوحت قيم الشيوع ما بين 0.513 و 0.907 .

دراسة (سماح أحمد الذيب , أحمد محمد عبد الخالق , 2006)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	المقياس العربي لزملة التعب المزمن
التدوير	مائل
الجذور الكامنة و الشيوع	تم استخراج عاملين جذريهما الكامنين تعديا الواحد الصحيح , و لكن لم يدرج الباحثان شيوع بنود المقياس المكوَّن من 20 بنداً .

دراسة (***Carlson & Thomas,2007***)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس أعراض الضغوط
التدوير	متعامد
الجـــذور الكامنـــة و	تـمَّ اسـتخراج 8 عوامـل جـذورها الكامنـة تعـدت الواحـد الـصحيح ,و تَّـم حـساب شـيوع كـل بنـد مـن بنـود

الشيوع	المقياس(56 بنداً)و اعتمد الباحث على قيمة الشيوع(0.4) كمحك من محكات قبول البند[19] .

دراسة (*Singer et al.,2007*)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	استبيان المناخ الآمن للمريض
التدوير	متعامد
الجذور الكامنة و الشيوع	تم استخراج 7 عوامل جذورها الكامنة تعدت الواحد الصحيح ,و لكن لم يدرج الباحثون شيوع للبنود .

دراسة (السيد كامل الشربيني منصور , 2007)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس جودة الحياة
التدوير	متعامد
الجذور الكامنة و الشيوع	تم استخراج 6 عوامل جذورها الكامنة تعدت الواحد الصحيح ,و لكن لم يدرج الباحث شيوع للبنود .

ملاحظات
o هناك علاقة وثيقة جداً بين الجذر الكامن و الشيوع و هي أن مجموع الجذور

19اعتمد الباحث في الإبقاء على البند على قيمة شيوعه (على كل العوامل),بالإضافة لقيمة تشبعه(على كل عامل).

الكامنة للعوامل تساوي مجموع الشيوع للمتغيرات الملاحَظة .

- الشيوع يصف المتغير الملاحَظ أما الجذر الكامن فيصف العامل .
- أي رصد خطأ لأي قيمة من قيم التشبعات ستؤدي إلى خلل في الشكل العام للمصفوفة من الناحية الحسابية و تحديداً فيما يتعلق بالجذور الكامنة و الشيوع.
- الشيوع دائماً يكون كسر موجب من الواحد الصحيح .
- لابد على الجذر الكامن أن يتعدى الواحد الصحيح [20] حتى يتم الإبقاء على العامل.
- الجذر الكامن (ويرتبط به الشيوع) هو مصطلح اشتهر بالتحليل العاملي الاستكشافي مقارنة بالتحليل العاملي التوكيدي , و السبب في ذلك يرجع إلى أن التحليل العاملي التوكيدي هو نموذج عاملي معد مسبقاً مطلوب اختباره للتحقق من جودة ملاءمته للواقع النظري و من ثم لا يكون هناك اختزال متتالي للعوامل بواسطة الجذر الكامن , و هو الأمر الذي يحدث في التحليل العاملي الاستكشافي حيث يتم استخراج العوامل بأسلوب تنازلي حسب التباين(الجذر الكامن) بحيث أول عامل يظهر في التحليل يحظي بأكبر جذر كامن (تباين) و يليه الأقل فالأقل حتى نصل لدرجة استبعاد أو تجاهل عوامل نظراً لصغر جذرها الكامن (جذر كامن أقل من 1 طبقاً لمحك كايزر [21] ***Kaiser*** و هو محك مرتبط بنموذج المكونات الأساسية و الذي يعد نموذج استكشافي) .

2-2:طريقة المكونات الأساسية *Principal Components Method* و التحليل العاملي :

تعد طريقة المكونات الأساسية إحدى طرق التحليل العاملي الاستكشافي المستخدمة بكثرة من جانب الباحثين في المجال التربوي مقارنةً بطرق التحليل العاملي الاستكشافي الأخرى المستخدمة بدرجة أقل مثل طريقة العوامل الأساسية***principal axis factoring*** و طريقة الأرجحية العظمي ***maximum likelihood*** و طريقة ألفا ***alpha factoring***.

---

20 انظر الجزء 2-5 .

21 انظر الجزء 2-5 .

كما تعد طريقة المكونات الأساسية إحدى الطرق المنتمية إلى نموذج يسمى نموذج تحليل المكونات ,تمييزاً له عن نموذج آخر يسمى نموذج التحليل العاملي[22] و الذي له طرقه العاملية الخاصة (الطريقة المركزية مثلاً) ,و تتلخص الفكرة الرئيسية لطريقة المكونات الأساسية في تحويل المتغيرات الأصلية إلى متغيرات أخرى جديدة مستقلة و غير مرتبطة ,كل متغير جديد يكون دالة خطية في المتغيرات الأصلية (مكوِّن و يمكن أن نطلق عليه عامل أيضاً) ,و يمكن استخراج عدد من المكونات(المتغيرات الجديدة) يساوي عدد المتغيرات الأصلية إلا أننا نبقي فقط على المكونات التي تحظي بأكبر قدر من التباين [23].

فلقد أوضح(فؤاد أبو حطب ,آمال صادق , 1991 , 620) أن هناك طرق عديدة للتحليل العاملي منها الطريقة المركزية و طريقة الجمع البسيط و هما ينتميان إلى نموذج للحل العاملي يسمى عادة التحليل العاملي ,و طريقتي المحاور الأساسية و المكونات الأساسية و هما ينتميان إلى نموذج آخر يسمى تحليل المكونات و كلاهما يؤدي إلى الحل العاملي المباشر ,و التمييز بين النموذجين هو أننا في التحليل العاملي يكون هناك اهتمام بوجود التباين النوعي أو الخاص أو ما يسمى بالانفراديات(عكس الاشتراكيات أو الشيوع) ,بينما في تحليل المكونات يتم تجاهل هذا العنصر ,و هكذا فإن التباين الكلي للاختبار أو المتغير في التحليل العاملي يتألف من مجموع التباين المشترك و التباين النوعي أو الخاص ,أما في نموذج تحليل المكونات فإن التباين النوعي أو الخاص(الانفراديات) يذوب في التباين المشترك ليعطي ما يسمى"العوامل المشتركة الهجينة "و التي تتضمن بالضرورة نسباً ضئيلة من التباين النوعي أو الخاص لا تكون لها أهمية تذكر في العوامل الأولى الهامة و القليلة العدد عادة .

22يوجد فرق يستثير الاهتمام البحثي بين نموذج المكونات الأساسية و نموذج التحليل العاملي و هو فرق لا تسعفه مجموعة من السطور لعرضه لأنه يحتاج إلى عرض مفصل و مدعم بالمعادلات و الرسوم التوضيحية –و هو خارج نطاق هذا الكتاب-و لكن يكفي القول أن نموذج المكونات الأساسية استخدمه السواد الأعظم من الباحثين في دراساتهم و أبحاثهم مقارنة بالطرق الأخرى المنتمية لنموذج التحليل العاملي ,كما أن برنامج SPSS جعل هذه الطريقة هى الطريقة الافتراضية للحل العاملي اعترافاً بأهميتها مقارنةً بالطرق الأخرى ,و لمن يريد التعرف على الفروق التفصيلية بين نموذجي المكونات الأساسية و التحليل العاملي يمكنه الرجوع إلى (Karson,1982; Sharma,1996) .

23 انظر الجزء 2-5 .

كما أشار (***Sharma,1996,125***) إلى أنه بالرغم مـن أن نمـوذجي التحليـل العـاملي و المكونـات الأساسـية يعدان من أساليب اختزال البيانات ***data-deduction*** إلا أن هنـاك فروقـاً بيـنهما ,فالهـدف مـن نمـوذج تحليل المكونات الأساسية هو تخفيض عدد المتغيرات إلى مكونات قليلة بحيث يشكل كل مكون متغـير جديد و عدد المكونات المستخرجة ***retained*** تفسر الكمية الأكبر من تباين البيانات ,بينما هدف نموذج التحليل العاملي في الجانب الآخر هو التعرف على البنيات الكامنة (العوامل) التي تفسر الارتباطات بين المتغيرات و هنا يظهر فرقان بينه و بين المكونات الأساسية , أولهما تأكيد نموذج المكونات الأساسية على تفسير التباين في البيانات ,بينما يؤكد التحليل العاملي على تفسير الارتباط بين المتغيرات ,ثانيهما اعتبـار المكون(العامل) في نموذج المكونات الأساسية دالة للمتغيرات الملاحَظة ,بيـنما اعتبـار المتغـير الملاحَـظ في نموذج التحليل العاملي دالة للعوامل الكامنة و كذلك ما يسمى بالعوامل الفريدة .

و في هذا الصدد أوضح (***Sharma,1996,125***) مثالين لتوضيح الفارق بـين تحليـل المكونـات الأساسـية و التحليل العاملي كالتالي:

تحليل المكونات الأساسية : نفترض أن محلل مالي لديه عدد من النسب المالية (100 نسبة مثلاً) و التي يمكن أن يستخدمها لتحديد الازدهار المالي لأي مؤسسة ,و لهذا الغرض يمكن للمحلل المالي أن يـستخدم المائة نسبة أو يستخدم مؤشرات مركبة من هذه النـسب(مـؤشرين مـركبين مـثلاً) للتعبـير عـن هـذا الازدهار, كل مؤشر مركب يتشكل من جمع أو اعتبار متوسط موزون من هذه النسب ,و مـن ثـم مـن السهل مقارنة المؤسسات بواسطة مؤشرات قليلة عن عدد كبير من المتغيرات و هـذا مـا يفعلـه تحليـل المكونات الأساسية .

التحليل العاملي: نفترض أن عالم نفس تربوي لديه درجات مجموعة من الطلاب في بعـض المـواد (مثلاً : الرياضيات – الكيميـاء – التـاريخ - اللغـة الانجليزيـة -اللغـة الفرنـسية) و تـم ملاحظـة أن الدرجات مرتبطة فيما بينها ,و هنا يكون اهتمام عالم النفس التربوي هو تحديد لماذا تـرتبط هـذه الدرجات فيما بينها ,أي ما هي المسببات الكامنة (العوامل) المسئولة عـن الارتبـاط بـين درجـات هـذه المواد ,و هنا يستخدم نمـوذج التحليـل العـاملي و الـذي يـستخدم في تحديـد العوامـل الكامنـة ,ففـي

الوقت الذي يسعي فيه نموذج التحليل العاملي للبحث عن العوامل القليلة المسئولة عن الارتباط بين عدد كبير من المتغيرات فهو أيضاً يصنف كأسلوب لاختزال البيانات(مثله مثل نموذج المكونات الأساسية),فهو أسلوب لتحويل المتغيرات إلى تجمعات بحيث ترتبط المتغيرات في كل تجمع بدرجة أكبر من ارتباطها في التجمعات الأخرى .

و تأكيداً لشهرة نموذج المكونات الأساسية مقارنةً بنموذج التحليل العاملي أوضح (صفوت فرج,1980 , 209 -210) بالقول أن طريقة المكونات الأساسية التي وضعها هوتلنج ***Hottelling*** عام 1933 تعد من أكثر طرق التحليل العاملي دقة و مميزات ,غير أن الكثيرين من الباحثين كانوا يحجمون عن استخدامها نظراً لما تتطلبه من إجراءات طويلة و عمليات حسابية متعددة و معقدة ,إلا أنه إزاء التقدم الراهن في استخدام الحاسبات الالكترونية الحديثة الفائقة السرعة في البحوث النفسية أصبح من غير المستطاع مقاومة إغراء استخدام هذه الطرق الدقيقة بما يتوفر فيها من مزايا ,و يكاد يكون الفارق بين النموذجين الكبيرين و هما التحليل العاملي و المكونات الأساسية أن يكون –دون الدخول في تفصيلات فنية معقدة-وجود عوامل نوعية أو تباين نوعي في التحليل العاملي بأنواعه المختلفة ,بينما لا يفترض في أسلوب المكونات الأساسية تسلل هذا التباين النوعي في شكل عوامل نوعية و يدمج هذا التباين في هذه الطريقة في التباين العام مكوناً فئات تصنيفية كبرى تتضمن نسبة ضئيلة من هذا التباين النوعي لا تظهر واضحة في العوامل المبكرة الاستخلاص عاملياً و التي تعد ذات أهمية كبيرة في هذا الأسلوب ,يُضاف إلى ذلك ميزة رئيسية في المكونات الأساسية هي أن كل عامل(مكون) فيها يستخلص أقصى تباين ممكن ,بمعني أن مجموع المربعات يصل إلى أقصي حدوده في كل عامل ,و على ذلك تتلخص المصفوفة الارتباطية في أقل عدد من العوامل المتعامدة .

و يمكن توضيح المثال التالي على طريقة المكونات الأساسية:

أراد باحث التعرف على البنية العاملية لمقياس القلق المكون من 10 بنود فاستخدم طريقة المكونات الأساسية , و كانت نتيجة التحليل مدرجة في الجدول الآتي :

المكونات (العوامل) / البنود	1	2	3	4	5
1	0.147-	0.339-	0.182	0.33	0.776
2	0.662-	0.232-	0.148	0.205-	0.137-
3	0.74	0.033-	0.22	0.192	0.231-
4	0.327-	0.747	0.15-	0.468	0.023-
6	0.488	0.595	0.373	0.201-	0.031-
7	0.301-	0.551	0.352	0.211-	0.373
8	0.394	0.109-	0.535-	0.544	0.12
9	0.494	0.328-	0.635	0.023	0.145
10	0.409-	0.474-	0.306	0.209	0.329-
الجذر الكامن	2.08	1.76	1.45	1.3	1.01

فكل مكون من المكونات المستخلصة (5 مكونـات) و التـي أُصـطلح عـلى اعتبارهـا عوامـل يعتـبر دالـة خطية في بنود المقياس (10 بنود أو متغيرات ملاحَظة) ,و هذه المكونـات غـير مرتبطـة أى مـستقلة ,إلا أنه يمكن تحقيق الارتباط بينها بتدويرها تدويراً مائلاً.

طريقة المكونات الأساسية في الدراسات و البحوث :

دراسة (سماح أحمد الذيب , أحمد محمد عبد الخالق , 2006)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	المقياس العربي لزملة التعب المزمن

التدوير	تم استخراج مكونين بعد تدوير المحاور تدوير مـائلاً بواسـطة الأوبلمـن [24] *OBLIMIN*.

دراسة (*Carlson & Thomas,2007*)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس أعراض الضغوط
التدوير	تـم اسـتخراج 8 مكونـات بعـد تـدوير المحـاور تـدويراً متعامـداً بواسـطة الفاريماكس *VARIMAX*.

دراسة (*Singer et al.,2007*)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	استبيان المناخ الآمن للمريض
التدوير	تـم اسـتخراج 7 مكونـات بعـد تـدوير المحـاور تـدويراً متعامـداً بواسـطة الفاريماكس.

دراسة (السيد كامل الشربيني منصور , 2007)	
نوع التحليل	استكشافي

24 انظر الجزء 2-3 .

المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس جودة الحياة
التدوير	تـم اسـتخراج 6 مكونـات بعـد تـدوير المحـاور تـدويراً متعامـداً بواسـطة الفاريماكس.

دراسة (غريب عبد الفتاح,1994)	
نوع التحليل	استكشافي
المحتوي الخاضع للتحليل	مقياس اكتئاب الأطفال
التدوير	تـم اسـتخراج 7 مكونـات بعـد تـدوير المحـاور تـدويراً متعامـداً بواسـطة الفاريماكس.

ملاحظات

- طريقة المكونات الأساسية طريقة استكشافية في طبيعتها .
- في المثال السابق تم استخراج 10 مكونات(عوامل) في التحليل العاملي ,حيث يتم استخراج عدد من المكونات مساوياً لعدد البنود(المتغـيرات الملاحَظـة),و لكـن تـم الإبقـاء عـلى خمـسة فقـط و هـي المكونات التي تعدت جذورها الكامنة الواحد الصحيح وفقاً لمحك كايزر.
- القيم الموجودة في الجدول هي قيم تشبعات البنود على المكونات.

3-2 : تدوير المحاور *Axis Rotation* :

إن التحليل العاملي لدرجات مجموعة من المتغيرات الملاحَظة يعطي ما يسمى بالحل العاملي المباشر ,و الذي هو عبارة عن اختزال العدد الكبير مـن المتغـيرات الملاحَظـة إلى عـدد أقـل مـن العوامـل و التـي تكـون متعامـدة ***Orthogonal*** أي غـير مرتبطـة ,و هـذا الحـل العـاملي يـصبح صـحيحاً مـن الناحيـة

الحسابية المجردة من الفهم و التفسير,و لكن التحليل العاملي ليس هدفاً في حد ذاته-شأنه في ذلك شأن الأساليب الإحصائية الأخرى- و لكنه وسيلة لتحقيق أهداف متعلقة بالتفسير و الفهم و التعرف على طبيعة الظاهرة موضوع الدراسة ,ولإضفاء معنى على العوامل المستخلصة يتم إجراء عملية تدوير للعوامل بشكل يعيد توزيع تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العوامل حتى نصل إلى أفضل حل قابل للتفسير ,و هذا جائز طالما لم نخل بالخلفية الرياضية و الهندسية لأساسيات التحليل العاملي , و على ذلك نجد أن السواد الأعظم من الباحثين في العقود الأخيرة لا يقبل الحل المباشر في بحوثهم و دراساتهم العاملية لأنه يبتعد بدرجة أو بأخرى عن فهم و تفسير الظاهرة الخاضعة للتحليل العاملي , و يُتْبِع الحل المباشر بعملية تدوير للمحاور(العوامل) .

فلقد أوضح (صفوت فرج, 1980 ,250) أنه من وجهة النظر السيكولوجية قد لا يكون الحل المباشر (قبل التدوير) مرضياً ,و رغم أن الكثيرين من علماء التحليل العاملي-على حد قوله- يقبلون العوامل الناتجة بوصفها الخطوة النهائية, إلا أن القدر من الغموض و عدم الوضوح الذي تكون عليه هذه الصورة المباشرة-أحياناً-يجعل من العسير قبولها أو التوصل إلى تفسير نفسي مناسب لها ,و لكي يكون للتحليل العاملي قيمته للسيكولوجي فلابد أن تكون نتائجه قابلة للتفسير و قابلة للصياغة وفقاً لخصائص معينة منها إطاره النظري ,(و هذا يتأتى بتدوير المحاور).

كما أضاف كل من(***Watson&Thompson,2006,332***) بالقول أن الخطوات الأولى في نموذج المكونات الأساسية تؤدي إلى حل مباشر يسمح للباحث في تحديد عدد العوامل المستخلصة و لكن لا تتيح له التعرف على طبيعة هذه العوامل (من الناحية التفسيرية) و هذا يتم من خلال عملية تدوير المحاور ,و بذلك يكون هدف التدوير هو إعادة توزيع التباين خلال العدد المستخلص من العوامل لتضخيم التشبعات للبنود على عوامل معينة لإنتاج حل عاملي يمكن فهمه ,و هناك نوعان من التدوير أحدهما متعامد(يفترض عدم ارتباط العوامل) و الآخر مائل ***Oblique*** (يفترض ارتباط العوامل) .

و يؤيِّد ما سبق (***Ferguson,1981,506***) عندما أشار إلى أن العوامل المتحصل عليها بواسطة أي طريقة من طرق التحليل العاملي المباشر عادة تكون غير قابلة للتفسير,و لذلك يتم تدوير المحاور المرجعية لوضع جديد و بذلك نحصل على عوامل جديدة يتم إضفاء المعني عليها .

كما أوضح كل من (فؤاد أبو حطب, آمال صادق,1991 , 626 -627) أن تدوير العوامل -قبل عصر الكمبيوتر -و خاصة عند ثرستون كان نوعاً من الفن أكثر منه علماً -على حد تعبير هارمان ***Harman*** ,و لعل أعظم انجازات الحاسوب في هذا المجال أنه أعان الباحث على وضع التدوير على أسس علمية ,ويعود الفضل إلى كارول ***Carroll*** في ابتكار المحكات التي وضعها ثرستون للتدوير الجيد و التي تُسمى محكات البنية البسيطة***Simple Structure*** .

و في هذا الصدد أشار (***Karson,1982,241-242***) نقلاً عن ثرستون عام 1947 أن محكات البنية البسيطة و التي تحقق أفضل تدوير ممكن يمكن إيضاحها في النقاط التالية:

- كل متغير ملاحَظ له تشبع واحد صفري على الأقل.
- لو كان لدينا عدد ***m*** من العوامل المستخلصة ,فكل عامل يملك على الأقل عدد ***m*** من التشبعات الصفرية .
- كل زوج من العوامل يحتوي على متغيرات عديدة و التي تشبعاتها تكون صفرية على أحد العمودين و غير صفرية على العمود الآخر.
- عندما تكون $m \geq 4$,فكل زوج من العوامل يحتوي على عدد كبير من المتغيرات ذات التشبعات الصفرية في كل العمودين .
- كل زوج من العوامل يمتلك عدد صغير من التشبعات غير الصفرية في كل عمود .

و أضاف(***Floyd & Widaman,1995,292***) بالقول أنه بعد استخراج العوامل يتم التدوير لتحقيق ما يسمى بالبنية البسيطة التي تجعل العوامل أكثر قابلية للتفسير,و تتحقق البنية البسيطة عندما يتشبع المتغير بصورة عالية على عوامل قليلة بقدر الإمكان , و من الأفضل أن يكون لكل متغير تشبع دال واحد فقط ,و

التدوير إما أن يكون متعامداً و التي فيها تظل العوامل غير مرتبطة ,و التدوير المائل الذي يسمح للعوامل بالارتباط .و في التحليل العاملي الاستكشافي يكون التدوير المتعامد باستخدام الفاريماكس هو الخيار الافتراضي لمعظم برامج الكمبيوتر , و هو ينتج بنية بسيطة يمكن الاعتماد عليها في معظم المواقف ,و مع ذلك ينبغي على الباحثين أن يتشجعوا لاستخدام الحلول المائلة لبياناتهم.

ويمكن ايضاح هذين النوعين و الطرق المرتبطة بهما في الجدول التالي :

نوع التدوير	المتعامد	المائل
العلاقة بين العوامل	علاقة صفرية بمعني أن العوامل المستخلصة تظل كما كانت عليه قبل التدوير (متعامدة) و بذلك تكون العوامل غير مرتبطة أو صفرية.	توجد درجة من درجات الارتباط بين العوامل المستخلصة بعد التدوير المائل ,أي أن العوامل الناتجة عن هذا التدوير هي عوامل مرتبطة.
طرق التدوير	منها: الكوارتيماكس ***QUARTIMAX*** - الفاريماكس-الأكواماكس ***EQUAMAX***	منها : الكوارتمن ***QUARTIMIN*** و الأوبلمن و البروماكس ***PROMAX*** و الكوفارمن ***COVARIMIN***
آلية التدوير	تكون العوامل متعامدة في الحل المباشر,و كل عامل يمثله محور ,ثم يتم تدوير المحاور بزاوية معينة (مع الحفاظ على الزاوية القائمة بين كل محورين) .	تكون العوامل متعامدة في الحل المباشر,و كل عامل يمثله محور ,ثم يتم تدوير المحاور بزاوية معينة (مع تحويل الزوايا القائمة بين كل محورين إلى زوايا مائلة) .
تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العوامل	عبارة عن معاملات ارتباط بين المتغيرات الملاحَظة و العوامل	يتوقف تفسيرها على نوع المصفوفة هل هي مصفوفة النمط ***Pattern Matrix*** أم مصفوفة البنية ***Structure Matrix*** .[25]

25 انظر الجزء 2-3 .

متى أستخدم التدوير	في حالة تأكيد الإطار النظري و الدراسات السابقة على عدم وجود علاقة بين العوامل المتوقع ظهورها.	في حالة تأكيد الإطار النظري و الدراسات السابقة على وجود علاقة بين العوامل المتوقع ظهورها.
الرتب الأعلى في التحليل	لا يمكن إجراء تحليل عاملي من الرتب الأعلى (تحليل عاملي من الدرجة الثانية مثلاً).	يسمح بإجراء تحليل عاملي من الرتب الأعلى(تحليل عاملي من الدرجة الثانية مثلاً).

التدوير المتعامد ***Orthogonal Rotation*** :

نعيش في لحظة كتابة هذه السطور-و سنظل بإذن الله- عصر التقدم التكنولوجي و الذي يظهر في أمور كثيرة منها إمكانية إجراء التدوير سواء كان متعامداً أو مائلاً –في ثواني معدودة- بواسطة برامج الكترونية معدة لذلك , و هو عكس ما كان يحدث في القرن الماضي -و تحديداً في العقود السبعة الأولى منه- و الذي كان التدوير يجري يدوياً شأنه شأن المعالجات الإحصائية الأخرى-على الأقل في الوطن العربي- .

و نعرض في السطور القليلة التالية مثالين(أحدهما للتدوير المتعامد و الآخر للتدوير المائل) حتى يتم التعرف بطريقة ملموسة على آلية التدوير , و حتى ندرك أهمية التقدم التكنولوجي الذي ييسِّر لنا إجراء ذلك في سهولة و يسر و دقة و أقل وقت ممكن :

و التدوير المتعامد يعني تدوير كل محورين مع بعضهما البعض بزاوية معينة و بذلك نحافظ على الزاوية القائمة الموجود أصلاً بين كل عاملين في الحل المباشر قبل التدوير .

و يمكن توضيح آلية التدوير المتعامد يدوياً من خلال المثال التالي :

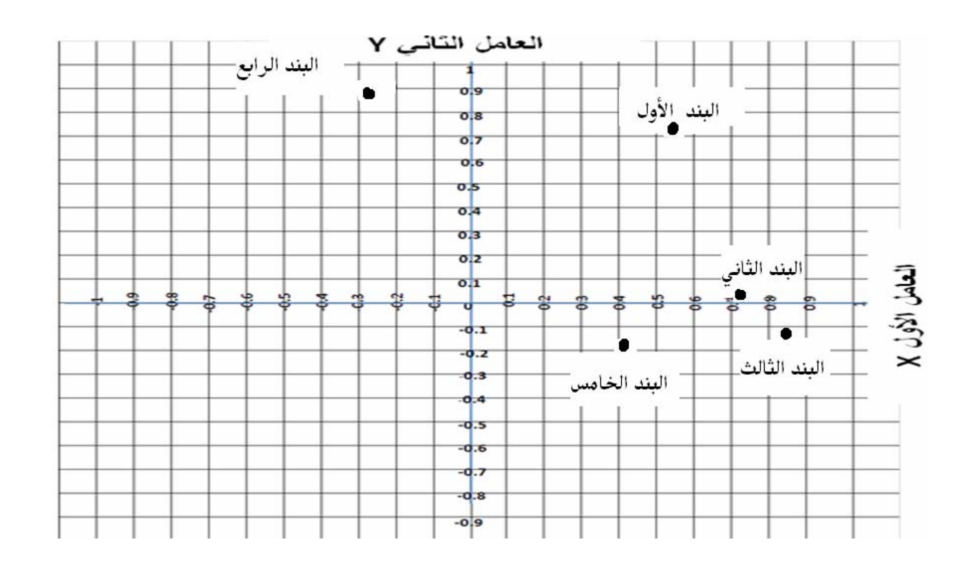
أخضعنا خمسة متغيرات للتحليل العاملي فتوصلنا للحل العاملي المباشر التالي ,و الذي أنتج عاملين متعامدين :

العامل الثاني	العامل الأول	العوامل / البنود
0.712	0.565	1
0.008	0.708	2
0.106-	0.851	3
0.881	0.275-	4
0.186-	0.412	5

و بقراءة هذا الحل العاملي لاحظ الباحث أنه غير قابل للتفسير فقـرر إجـراء تـدوير متعامـد للمحـاور (محورين أو عاملين) كالتالي :

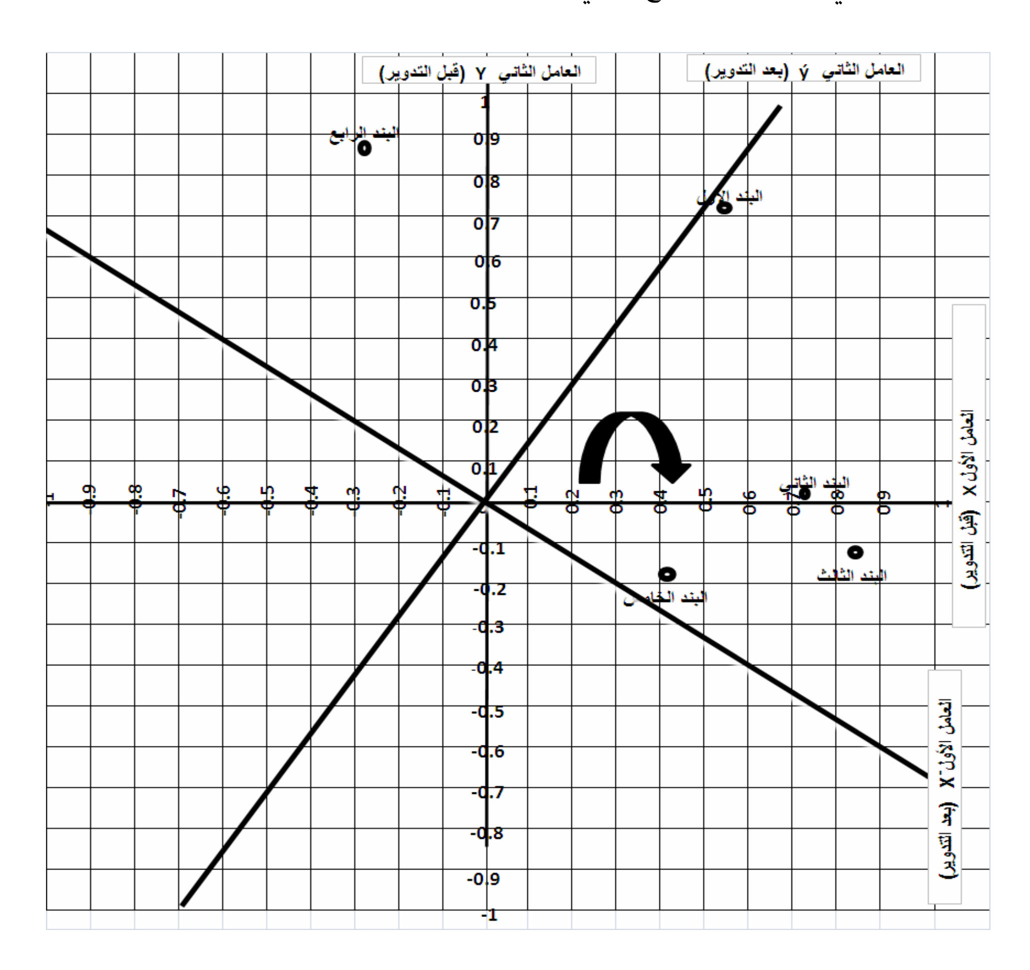
- العاملان المتعامدان يمكن تمثيلهما بمحورين متعامدين (x, y) .
- تشبع كل متغير على كل عامل يمثل موضع هذا المتغير بالنسبة للمحور الممثل للعامل .

و بذلك يمكن تمثيل مصفوفة التشبعات (قبل التدوير) الموجودة في الجـدول الـسابق في الـشكل البيـاني التالي :



و بتدوير المحورين المتعامدين معاً بزاوية معينة و لتكن 33 درجة في اتجاه عقارب الساعة مثلاً مع الحفاظ بالطبع على التعامد بين المحورين نحصل على محورين جديدين(عاملين جديدين) بتشبعات جديدة للبنود على هذين العاملين ,و بالطبع تختلف قيم التشبعات على حسب زاوية التدوير و لذلك كان-قبل استخدام الكمبيوتر و أثناء التدوير اليدوي –يتم تجريب زوايا تدوير عديدة حتى نصل إلى أفضل تدوير ممكن يحقق أفضل تفسير للعوامل,أما الآن فيتم التدوير آلياً باستخدام الكمبيوتر بواسطة عدد من التدويرات المتتالية حتى يصل البرنامج إلى أفضل تدوير ممكن .

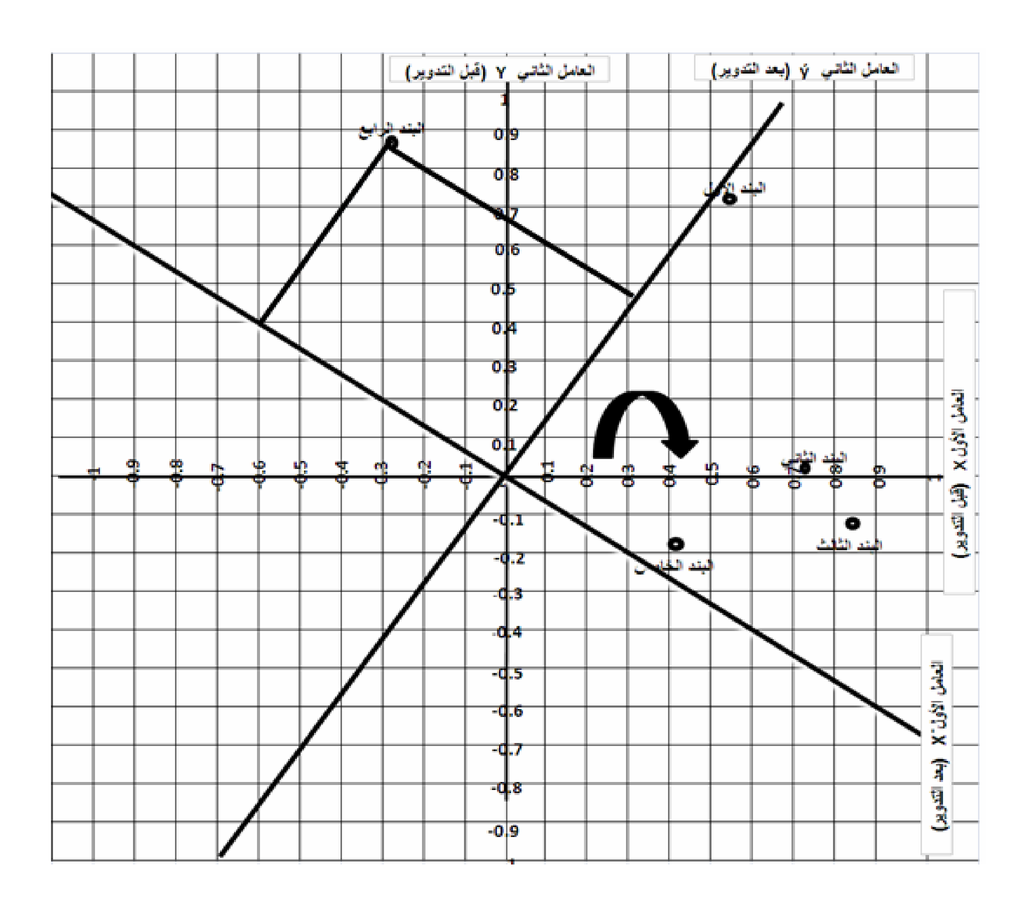
و الشكل الهندسي بعد التدوير موضح كالتالي:



و هنا يمكن القول أنه يمكن حساب التشبعات الجديدة يدوياً بطريقتين :

الطريقة الأولى: و تسمى الطريقة الهندسية و هي طريقة تحتاج إلى دقة متناهية في الرسم ,و فيها يتم إسقاط عمودين من كل نقطة تمثل كل متغير من المتغيرات الملاحَظة(أو البنود...) ,أحد العمودين على المحور الجديد الأول و العمود الآخر على المحور الجديد الثاني ,و يمثل طولا هذين العمودين تشبعي المتغير الملاحَظ على العاملين الجديدين(بعد التدوير).

فمثلاً بإسقاط عمودين من النقطة الممثلة للبند الرابع على المحورين الجديدين(Y , $\grave{X}$) كما هو موضح بالشكل و بقياس طولي هذين العمودين نجد أنهما يساويان (-0.706, 0.556),و هما يمثلان تشبعي البند الرابع على العاملين الجديدين(Y , $\grave{X}$) على الترتيب بعد التدوير .



الطريقة الثانية :و تسمي الطريقة الجبرية حيث يتم حساب التشبعات الجديدة جبرياً باستخدام المعادلات التالية:

إذا كان التدوير في اتجاه عقارب الساعة :

$$\acute{L}_1 = L_1 \cos\theta - L_2 \sin\theta$$

$$\acute{L}_2 = L_1 \sin\theta + L_2 \cos\theta$$

أما إذا كان التدوير في عكس اتجاه عقارب الساعة :

$$\acute{L}_1 = L_1 \cos\theta + L_2 \sin\theta$$

$$\acute{L}_2 = -L_1 \sin\theta + L_2 \cos\theta$$

و من ثم تصبح التشبعات الجديدة بعد تدوير زاوية (33°) $\{\theta=33^{o}\}$ في اتجاه عقارب الساعة(مثلاً) موضحة في الجدول التالي:

	تشبعات البنود على العامل الأول (قبل التدوير) (L_1)	تشبعات البنود على العامل الأول (بعد التدوير) $\acute{L}_1$	تشبعات البنود على العامل الثاني (قبل التدوير) (L_2)	تشبعات البنود على العامل الثاني (بعد التدوير) $\acute{L}_2$
1	0.565	0.086	0.712	0.905
2	0.708	0.589	0.008	0.392
3	0.851	0.771	0.106-	0.375
4	0.275-	0.71-	0.881	0.589
5	0.412	0.447	0.186-	0.068

تدريب

قارن بين التشبعات الناتجة عن الطريقة الهندسية و التشبعات الناتجة عن الطريقة الجبرية

و بالرغم من سهولة التدوير المتعامد مقارنة بالتدوير المائل ,إلا أنه لم يسلم من النقد حيث أشار (***Pett et al.,2003,149***) إلى أن التدوير المتعامد ينتج غالباً حلولاً بسيطة و جذابة ,إلا أنها تعاني من عيب و هو عدم ارتباط العوامل ببعضها البعض, و لذلك يشير كل من ***Pedhazur & Schmelkin*** عام 1991 إلى أن الحلول المتعامدة في معظم الأحوال بسيطة و لا تعبر تعبيراً حقيقياً عن الظواهر الاجتماعية السلوكية.

طرق التدوير المتعامد : هناك مجموعة من الأساليب للتدوير المتعامد منها: الفاريماكس و الكوارتيماكس و الأكواماكس و يمكن عرضها كالتالي:

تدوير الفاريماكس :

إن تدوير الفاريماكس هو تدوير متعامد يقلل عدد المتغيرات المتشبعة تشبعات عالية على كل عامل ,فهو يبسِّط تدوير العوامل .

فلقد أوضح كل من(***Dillon & Goldstein,1984,91***) أن طريقة الفاريماكس تعتبر أشهر طرق التدوير المتعامد , و تستخدم غالباً مع حلول المكونات الأساسية ,حيث يتم في هذا الإجراء تدوير المحاور بحيث يتم تكبير تباين التشبعات العاملية المربعة[26] لعامل معين ,و هذا يتم إنجازه بالحصول على تشبعات كبيرة و متوسطة و صغيرة على نفس العامل .

كما أضاف (***Sharma,1996,119***) بالقول أن الهدف من طريقة تدوير الفاريماكس هو الوصول إلى بنية للعامل بحيث يتشبع كل متغير بصورة عالية على عامل واحد,و تشبعات صفرية أو قريبة من الصفر على العوامل الأخرى .

---

26 التباين هو مجموع مربعات التشبعات سواء للبند على العوامل(الصف) و بالتالي نحصل على شيوع البند ,أو للبنود على العامل(العمود) و بالتالي نحصل على الجذر الكامن للعامل .

و أضـاف (*Pett et al.,2003,141-142*) بـالقول أن طريقـة الفاريمـاكس التـي أنـشأها كـايزر تعـد اختيـار افتراضي في كل من برنـامجي (*SPSS,SAS*) و هـي تُـستخدم بكـثرة في التـدوير المتعامـد,و الهـدف منهـا تبسيط أعمدة مصفوفة التشبعات قبل التدوير ,و لتحقيق هذا الهدف تقوم الطريقـة بتكبـير تباينـات التشبعات المربعة داخل العوامل و تكبير أيضاً الفروق بين التشبعات الصغيرة و التشبعات الكبيرة عـلى عامل معين ,و لذلك جاءت التسمية ***Varimax*** .

و في السياق نفسه أيضاً أوضح كل من (*Wegener&Fabrigar,2000,435*) أن طريقة الفاريماكس طريقـة شائعة الاستخدام على يد كـايزر عـام 1958 تقـوم بتـدوير العوامـل بحيـث تبـسِّط كـل عامـل بإجبـار المتغيرات لإظهار إما تشبعات قوية و عالية أو تشبعات قريبة من الصفر على عامل معين .

تدوير الكوارتيماكس:

إن تدوير الكوارتيماكس هو تدوير متعامد يقلل عدد العوامل المطلوبة لتمثيل كـل متغـير,فهـو يبـسط تفسير المتغيرات الملاحظَة .

كما أوضح (*Sharma,1996,119*) أن الهدف من طريقة الكوارتيماكس هو الحصول على تـشبعات عاليـة بصورة معتدلة على عامل واحد ,و بحيث يكون لكل متغير تـشبع عـال عـلى عامـل واحـد و تـشبعات قريبة من الصفر على العوامل المتبقية .

و أضـاف كـل مـن (*Wegener&Fabrigar,2000,435*) أن طريقـة الكـوارتيماكس تـدوِّر العوامـل بحيـث تبسِّط كل متغير بإجباره لإظهار تشبع قوي على عامل واحد و تـشبعات قريبـة مـن الـصفر ***near-zero*** على العامل أو العوامل الأخرى .

و أضاف (*Pett et al.,2003,143*) أن طريقة الكوارتيماكس ليست شائعة بكثرة مثـل طريقـة الفاريمـاكس ,و طريقة الكوارتيماكس تركز على تبسيط عناصر الصفوف بتعظيم التشبعات المربعة لكل متغير بحيث تمكن كل متغير ملاحَظ للتشبع بصورة قوية على عامل وحيد , فلقد أكد ***Hair*** و زمـلاؤه عـام 1995 أن

النتيجة هو إنتاج طريقة الكوارتيماكس لعامل عام وحيد يشمل متغيرات مرتبطة مع بعضها البعض بصورة قوية , فهذه الطريقة ستكون مفيدة عملياً في حالة افتراض وجود عامل عام .

تدوير الأكواماكس:

إن تدوير الأكواماكس هو تدوير متعامد مزيج بين طريقة الفاريماكس التي تبسِّط العوامل ,و طريقة الكوارتيماكس التي تبسِّط المتغيرات,حيث يتم تقليل عدد المتغيرات المتشبعة تشبعات عالية على العامل ,و تقليل عدد العوامل المطلوبة لتمثيل كل متغير .

فلقد أوضح (***Pett et al.,2003,143***) نقلاً عن ***Saunders*** عام 1962 أن طريقة الأكواماكس هي مزيج بين طريقتي الفاريماكس و الكوارتيماكس فهي تبسِّط عناصر الصفوف و الأعمدة في آن واحد ***simultaneously*** .

و لكن أوضح (***Wegener&Fabrigar,2000,435***) أن الأكواماكس التي تحدث عنها ***Saunders*** عام 1962 هي خليط بين طريقتي الفاريماكس و الكوارتيماكس ,و أنه لمعظم البيانات فإن هذه الطرق الثلاث تنتج حلولاً عاملية متشابهة ,و مع ذلك تفضل طريقة الفاريماكس على طريقة الكوارتيماكس أو الطريقة الهجينة الأكواماكس لأن الباحث مهتم أكثر بتبسيط تفسير العوامل أكثر منه تبسيط موضع المتغيرات .

مثال على طريقة الفاريماكس :

الجدول التالي يوضح مصفوفتي تشبعات 8 بنود(متغيرات ملاحَظة) على عاملين مستخرجين قبل و بعد التدوير تدويراً متعامداً باستخدام الفاريماكس:

البيان / المتغيرات	التشبعات على العامل الأول قبل التدوير	التشبعات على العامل الثاني قبل التدوير	التشبعات على العامل الأول بعد التدوير	التشبعات على العامل الثاني بعد

الملاحَظة				التدوير
1	0.432[27]	0.597	0.019-	0.736
2	0.693	0.373-	0.778	0.124
3	0.637	0.477	0.216	0.766
4	0.723	0.153-	0.668	0.317
5	0.548	0.579-	0.787	0.128-
6	0.741	0.157-	0.685	0.325
7	0.632	0.591	0.143	0.851
8	0.449	0.292-	0.534	0.04

يُلاحَظ على المثال السابق ما يلي:

بالنسبة لمصفوفة التشبعات قبل التدوير نجد وجود تشويش في البنية العاملية للمتغيرات الملاحَظَة الثمانية بحيث يوجد 4 بنود تتشبع تشبعاً كبيراً أو دالاً على كل من العاملين و هي البنود(1, 3, 5 , 7),كما أن كل المتغيرات الملاحَظة تتشبع تشبعاً عالياً و دالاً على العامل الأول ,و يوجد 5 متغيرات ملاحَظة أو 4(إذا تبنينا محك 0.3) تتشبع تشبعاً عالياً و دالاً على العامل الثاني مما يتنافى مع محكات البنية البسيطة .

و لكن كل بند بعد التدوير بطريقة الفاريماكس يتشبع بصورة قوية على عامل وحيد ,فالبنود(2 , 4 , 5 , 6, 8) تتشبع بصورة قوية على العامل الأول , و البنود(1, 3, 7) تتشبع بصورة قوية على العامل الثاني ,كما تم تقليل عدد المتغيرات المتشبعة تشبعاً عالياً و دالاً على العامل الأول من (8 متغيرات) قبل التدوير إلى (5 متغيرات) بعد التدوير ,و كذلك تم تقليل عدد المتغيرات المتشبعة تشبعاً عالياً و دالاً على العامل الثاني من (4 متغيرات) قبل التدوير إلى (3 متغيرات) بعد التدوير (إذا تبنينا محك 0.4) و لكن يبقي العدد كما هو في حالة تبني محك 0.3 .

27 البيانات مأخوذة من (Pett et al.,2003,147)

و بذلك نجد أن طريقة الفاريماكس بصورة عامة تسهِّل من تفسير العوامل .

التدوير المائل :

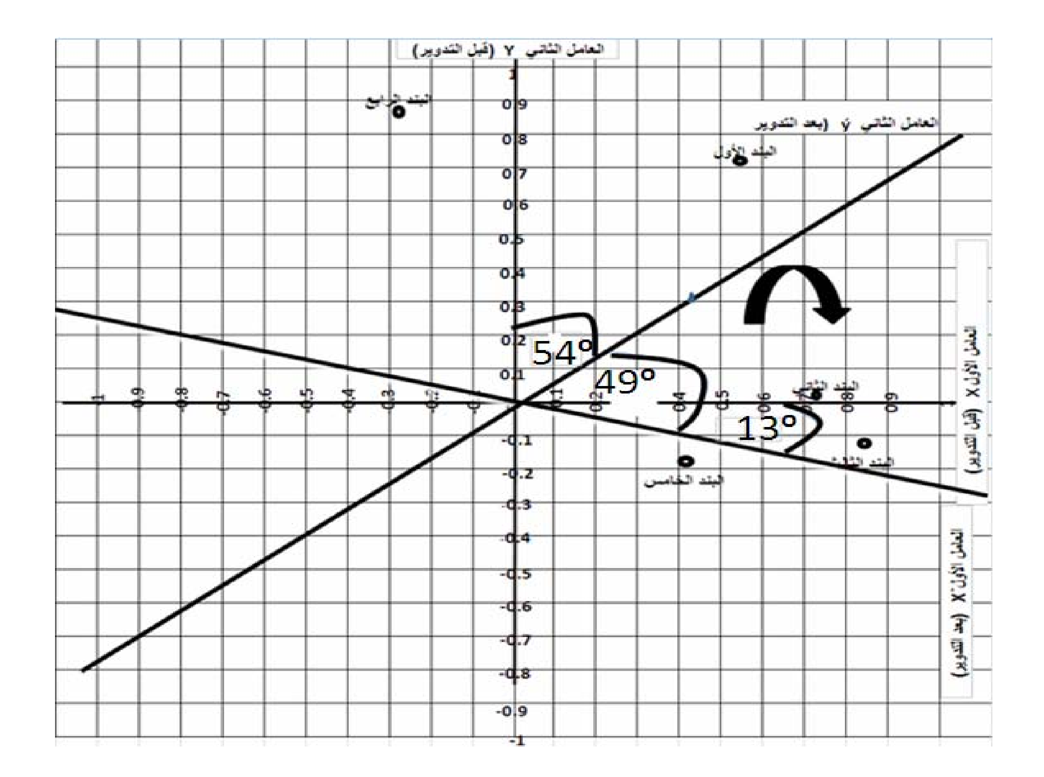
يتم في التدوير المائل تدوير المحاور بحيث تكون الزاوية بين كل محورين(عاملين) (θ) أقل من 90^o أو أكبر من 90^o أي أن $\theta \neq 90^o$,و هذا يعطي إمكانية لوجود ارتباط بين كل عاملين يتم تـدويرهما معاً ,و التدوير المائل مفيد في حالة تدعيم الخلفية النظرية السابقة لوجود ارتبـاط بـين العوامـل ,و في الواقـع فإن العوامل الخاضعة للمجالات النفسية و التربوية و الاجتماعية تكون قابلة للارتباط أكثر من قابليتها لعدم الارتباط و هذا يجعل الحل المائل أكثر ملائمة في التفسير .

و لقد أوضح (***Pett et al.,2003,150***) أن معاملات الارتباط بـين المتغـيرات الملاحَظـة تظـل كـما هـي و لا تتغير قبل و بعد التدوير المائل لأن موضع البنود بالنسبة لبعضها البعض لا يتغير ,و هو نفس الحـال في التدوير المتعامد ,و لكن الفرق بين التدوير المتعامد و التدوير المائل يكمن في وجود ارتباط بين العوامل في التدوير المائل لأن العوامل ليست مستقلة فكل عامل أصلي(محور) يتم تدويره بصوره منفـصلة عـن الآخر , و من ثَّم لا تصبح الزاوية بين العاملين (90 درجة) و إنما تقل أو تزيد مما يتـيح وجـود قـدر مـا من الارتباط بين العوامل.و لأن العوامل الناتجة مرتبطة فإن أوزان بيتا التي تعبر عن الإسهام الخـاص أو الفريد الذي يسهم به كل عامل في التباين المفسر لمتغير ملاحَظ ليست مساوية لمعاملات الارتباط بـين المتغيرات الملاحَظة و العامل كما في الحل المتعامد ,و لذلك يوجد 3 أنواع مـن المـصفوفات و هـي : (1) مـصفوفة الـنمط ,(2) مـصفوفة البنيـة ,(3) مـصفوفة الارتبـاط العـاملي ***Component correlation Matrix***.فمصفوفة النمط تحتوي على تشبعات مشابهة لمعاملات الانحـدار المعيـاري الجزئيـة في تحليـل الانحدار المتعدد ,حيث تشير هذه التشبعات إلى أثر عامل معين على متغـير معـين مـع ضـبط العوامـل الأخرى ,أما مصفوفة البنية فتحتوي على معاملات الارتباط بين المتغيرات الملاحَظـة و العوامـل ,و هـذه

المعلومات مفيدة في تفسير و تسمية العوامل ,أما مصفوفة الارتباط العاملي فهي مصفوفة تعبر عن الارتباطات البينية بين العوامل .

و يمكن فهم التدوير المائل عملياً من خلال نفس المثال المستخدم في التدوير المتعامد ,و لكن سيتم التدوير تدويراً مائلاً بدلاً من التدوير المتعامد كالتالي:

بتدوير المحور *x* في اتجاه عقارب الساعة بزاوية قدرها ($^{o}13$) مثلاً لينتج محور جديد $\bar{x}$,و تدوير المحور *y* في نفس الاتجاه و لكن بزاوية ($^{o}54$) لينتج المحور $\bar{y}$ ستصبح الزاوية المحصورة بين المحورين الجديدين ($\bar{x},\bar{y}$) قدرها ($^{o}49$) أي أن $\theta = 49^{o}$[28] ,و الشكل الهندسي بعد التدوير موضح كالتالي:



و هنا يمكن القول أنه يمكن حساب التشبعات الجديدة يدوياً بطريقتين :

---

28 الزاوية بين المحور -y و المحور x تساوي 90 مطروحاً منها 54 أى (36) , و الزاوية بين المحور -x و المحور x تساوي (13) ,و بالتالي تكون الزاوية بين -y و -x تساوي (36+13) أى (49) ,و بالتالي نجد أن 49o=θ .

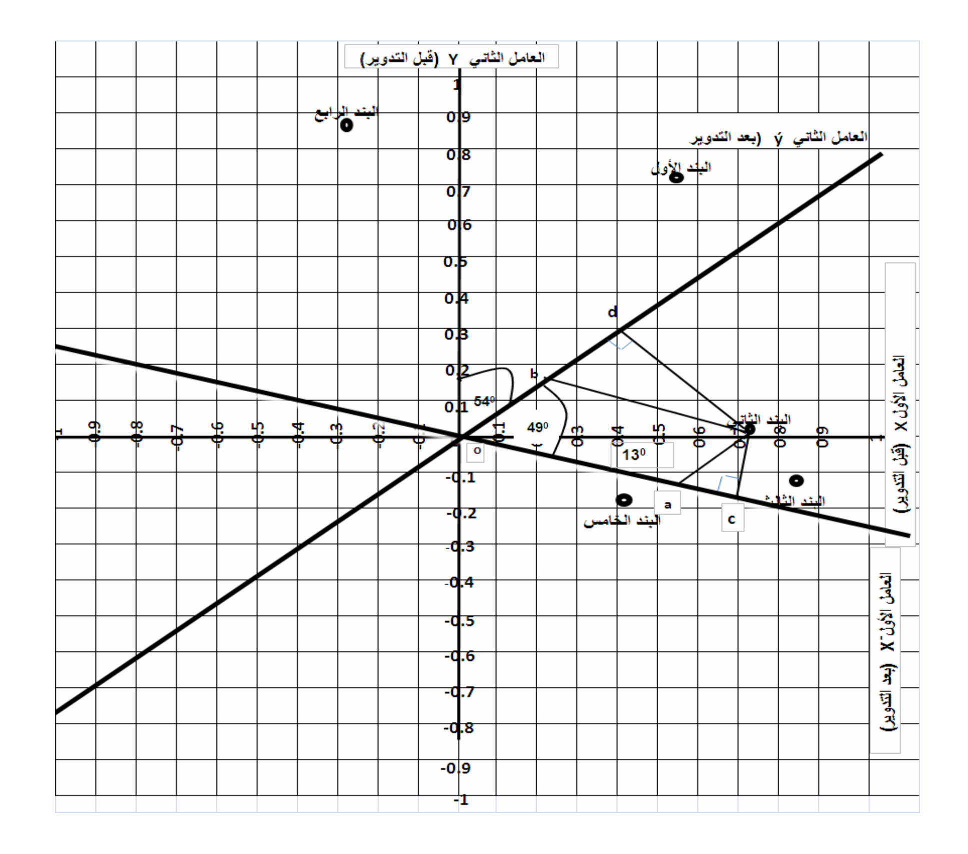
الطريقة الأولى:و تسمي الطريقة الهندسية و هي طريقة تحتاج إلى دقة متناهية في الرسم ,و نظراً لوجود 3 مصفوفات في التدوير المائل بعكس التدوير المتعامد الذي ينتج مصفوفة واحدة فقط بعد التدوير ,لذلك يمكن توضيح كيفية الحصول على عناصر المصفوفات الثلاث كالتالي:

- مصفوفة النمط : كما سبق القول فإن عناصر مصفوفة النمط تمثل تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العوامل المستخلصة بعد التدوير المائل ,و يمكن التوصل إلى هذه التشبعات هندسياً بإسقاط خطين من النقطة الممثلة للبند الثاني مثلاً على المحورين الجديدين($\bar{X}$, $\bar{Y}$), أحد هذين الخطين موازي لمحور $\bar{Y}$ و يقطع المحور $\bar{X}$ في النقطة (a), و الخط الآخر موازي لمحور $\bar{X}$ و يقطع المحور $\bar{Y}$ في النقطة (b) , و للوصول إلى تشبعي البند على كل من العاملين ($\bar{X}$, $\bar{Y}$) يتم قياس طولي القطعتين المستقيمتين (oa ,ob) على الترتيب , و هما يمثلان عنصرين من عناصر مصفوفة النمط حيث o هي نقطة تقاطع العاملين المائلين).

- مصفوفة البنية : كما سبق القول فإن عناصر مصفوفة البنية تمثل معاملات ارتباط المتغيرات الملاحَظة بالعوامل المستخلصة بعد التدوير المائل , و يمكن التوصل إلى هذه المعاملات هندسياً بإسقاط خطين من النقطة الممثلة للبند الثاني مثلاً على المحورين الجديدين($\bar{X}$, $\bar{Y}$), أحد هذين الخطين عمودي على المحور $\bar{X}$ و يقطعه في النقطة (c), و الخط الآخر عمودي على المحور $\bar{Y}$ و يقطعه في النقطة (d) , و للوصول إلى معاملي ارتباط البند بكل من العاملين ($\bar{X}$, $\bar{Y}$) يتم قياس طولي القطعتين المستقيمتين (oc ,od) على الترتيب , و هما يمثلان عنصرين من عناصر مصفوفة البنية).

- مصفوفة الارتباط العاملي : كما سبق القول فإن عناصر مصفوفة الارتباط العاملي تمثل معاملات الارتباط البينية بين كل عاملين من العوامل المائلة ,و يمكن التوصل إلى هذه المعاملات هندسياً بقياس الزاوية المحصورة بين كل عاملين مائلين من العوامل المستخلصة ثم حساب جيب تمام هذه الزاوية و الذي يمثل معامل الارتباط بين العاملين أي أن $r=\cos\theta$.

و الشكل التالي يوضِّح كيفية التعرف على عناصر المصفوفات الثلاث هندسياً:



من الشكل السابق ,و باستخدام القياس الهندسي وفقاً لمقياس الرسم (كل وحدة = 0.1 من قيمة التشبع أو معامل الارتباط) ,يمكن التوصل إلى عناصر المصفوفات الثلاث بالنسبة للبند الثاني كالتالي:

المصفوفة	البيان	العامل الأول المدور $x^{`}$	العامل الثاني المدور $Y^{`}$
مصفوفة النمط	تشبع البند على العامل	0.57 (oa)	0.27 (ob)

مصفوفة البنية	معامل ارتباط البند بالعامل	(*oc*)0.71	(*od*) 0.50
مصفوفة الارتباط العاملي	معامل الارتبـاط بـين x و Y	جيب تمام الزاوية (49) = 0.66	

الطريقة الثانية: و تسمي الطريقـة الجبريـة :حيـث يـتم حـساب عنـاصر المـصفوفات الـثلاث بواسـطة معادلات تحويل ,و باستثناء مصفوفة الارتباط العاملي و التـي يـتم فيهـا مبـاشرة حـساب جيـب تمـام الزاوية بين كل عاملين مائلين ,نجد أن معادلات التحويل في مـصفوفة الـنمط و كـذلك مـصفوفة البنيـة تتسم بشئ من التعقيد ,و هي خارج نطاق هذا الكتاب .

و هناك فارق بين عناصر مصفوفة النمط و عناصر مصفوفة البنية حيـث أوضـح (***Pett et al.,2003,151***) أنه كلما كان هناك ارتباط كبير بين العوامل كلما كان هناك فرق أكبر بـين تـشبعات مـصفوفة الـنمط و تشبعات مصفوفة البنية ,و كلما كان هناك صعوبة أكثر في تفسير تشبعات مصفوفة البنية ,فـإذا كانـت الزاوية بين العاملين (64^o) مثلاً بما يعني أن معامل الارتباط بين العاملين = (0.43) ,و نتيجة لذلك نجـد أن تشبعات مصفوفة النمط و تشبعات مصفوفة البنية متباعدة,أما إذا كانت الزاوية (101^o)مثلاً , نجد أن معامل الارتباط بين العـاملين -0.19 و مـن ثـم تتقـارب تـشبعات المـصفوفتين ***converge*** , و عنـدما يكون الارتباط صفري بين العاملين ,أي أن الزاوية بينهما قدرها (90^o) يصبح هناك تكافؤ بـين تـشبعات مصفوفة النمط و تشبعات مصفوفة البنيـة .و لأن عنـاصر مـصفوفة الـنمط تمثـل في الأصـل معـاملات ارتباط بين البنود و العوامل فإن قيم عناصر المـصفوفة لا يمكنهـا أن تتعـدى الواحـد كقيمـة مطلقـة ,و لكن عندما ترتبط العوامل و الذي يجعل هناك فارق بين مصفوفة النمط و مصفوفة البنية سـيغير مـن عناصر مصفوفة النمط بصورة تجعل عناصرهـا يمكنهـا أن تتعـدى الواحـد الـصحيح (***can exceed 1.00***) ,كما أنها يمكنها أن تأخذ إشارة معاكسة لنظائرها في مصفوفة البنية .

و هذا ما أكده (***SAS Institute,1999,1154***) عندما أشار إلى أن عناصر مصفوفة النمط يمكنها أن تتعـدى الواحد الصحيح في حالة التدوير المائل .

و فيما يتعلق بمحكات البنية البسيطة أوضح(*Pett et al.,2003,154*) أن هناك عدد من الطرق التي يمكن استخدامها لتحقيق البنية البسيطة في الحل المائل ,فلقد طوَّر ***Thurston*** و زملاؤه عامي 1935 و 1947 مفهوم بنية المتجهات المرجعية و المصمم للحصول على حلول مائلة عند تدوير العوامل يدوياً ,و لكن في عصر التكنولوجية ذات السرعة الفائقة يصبح بالإمكان التحول من مصفوفة العوامل قبل التدوير إلى مصفوفة العوامل بعد التدوير (مصفوفة النمط) دون الاحتياج لمتجهات مرجعية و ذلك في ضوء ما ذكره ***Comery*** و ***Lee*** عام 1992 .و كنتيجة لذلك استخدام هذه المتجهات في التحليل العاملي أصبح تقريباً مهجوراً ***obsolete*** .

طرق التدوير المائل :

هناك مجموعة من الطرق للتدوير المائل منها كما سبق و أوضحنا: الأوبلمن و الكوارتمن و البروماكس و الكوفارمن , و يمكن شرح اثنين من هذه الطرق كالتالي:

تدوير الأوبلمن :

يعتبر تدوير الأوبلمن إحدى طرق التدوير المائل , و هو يتحدد بقيمة تُسمَّي دلتا δ التي تأخذ القيمة الصفر حتى القيمة 0.8 و فيها يصبح الحل أكثر ميلاً أي ارتباط أقوى بين العوامل المستخلصة,أما القيم السلبية لدلتا فهي تجعل الحل أقل ميلاً أي أقل في درجة الارتباط بين العوامل .

فلقد أشار (***Pett et al.,2003,155-156***) إلى أن طريقة الأوبلمن كما عرضها كل من ***Jennrich & Sampson*** عام 1966 تحاول تحقيق مبادئ البنية البسيطة فيما يتعلق بمصفوفة النمط العاملي من خلال بارامتر يستخدم لضبط درجة الميل أو الارتباط المسموح بين العوامل و يشار إلى هذا البارامتر في برنامجي ***SPSS,SAS*** بالرمز دلتا δ و بعض البرامج الإحصائية الأخرى مثل ***BMDP*** تشير إلى هذا البارامتر بالرمز جاما γ كما أشار لذلك كل من ***Comery & Lee*** عام 1992 , و ***Jennrich & Sampson*** عام 1966 , و

تتراوح قيم دلتا بين القيم السلبية و القيم الإيجابية ,القيم السلبية الأكبر لدلتا تُنقص حجم الارتباطات بين العوامل جاعلاً إياهم أكثر تعامدية ,أما القيم الإيجابية الأكبر لدلتا ستزيد حجم الارتباط بين العوامل .أما عندما تساوي دلتا الصفر ستتحول الطريقة إلى طريقة الكوارتمن. و يقترح ***Harman*** أنه للأغراض العملية مدي قيم دلتا يُفضَّل أن يتراوح بين صفر حتى 0.8 أو قيم سلبية لأن القيم الأعلى من 0.8 تنتج ارتباطات عالية بصورة حادة بين العوامل و الذي بدوره يسبب مشكلات في حل الأوبلمن , و بالرغم من أن ***Tabachnick & Fidell*** عام 2001 يقترح أن دلتا عندما تساوي -0.4 تنتج حل متعامد و القيمة السلبية العالية يمكن أن تؤدي لفشل في الحل العاملي,فلا يوجد رأي محدد في التراث لقيمة دلتا المطلقة ,فتحديدها يعد أسلوب يخضع للمحاولة و الخطأ ,و ربما يخضع للتوقع أيضاً فمن خلال التجربة يتضح أنه إذا توقع الباحث أن الارتباطات بين العوامل ستقترب من القيمة 0.3,فقيم دلتا التي تتراوح بين -0.5 و +0.5 عامةً تحقق ذلك .

و أضاف كل من (***Wegener&Fabrigar,2000,435***) أن طريقة الأوبلمن تتم بإيجاد تدوير للعوامل الأصلية المستخلصة و التي تقلل حواصل ضرب تشبعات العوامل و هذا يولِّد حلاً ذا بنية بسيطة لأن حواصل الضرب هذه تكون صغيرة عندما تكون العديد من التشبعات قريبة من الصفر ,و تتأثر درجة الارتباط بين العوامل في حل الأوبلمن المباشر ببارامتر يدعي دلتا و الذي يأخذ القيمة صفر كقيمة افتراضية و لكن يمكنه أن يتراوح بين قيم سلبية كبيرة منتجةً حلولاً قريبة من التعامد لقيم إيجابية منتجةً حلولاً أكثر ميلاً , و لكنها لا يمكن أن تتعدي 0.8 في بعض الحزم الإحصائية المعتمدة على الكمبيوتر .

تدوير البروماكس:

تُعد طريقة البروماكس إحدى طرق التدوير المائل ,و لكنها أقل شهرةً من طريقة الأوبلمن و هي تعتمد على تغيير تشبعات البنود على العوامل المتحصل عليها

بواسطة طريقة الفاريماكس إلى تشبعات جديدة ,و ذلك برفع هـذه التـشبعات لأس يُـدعى كابـا ***K*** ,و الذي يأخذ أي من هذه القيم 2 , 4 , 6 ,ثم إعادة التدوير مرة أخرى و لكن تدويراً مائلاً .

فلقد أوضح(***Pett et al.,2003,156***) نقـلاً عـن ***Hendrickson & White*** عـام 1964 أن البرومـاكس تـدوير مائل يبدأ بتدوير متعامد عادة الفاريماكس .و التشبعات المتعامـدة ترفـع لقـوة تُـسمي كابـا ***K*** .هـذه القيمة عادة تساوي 2 أو 4 أو 6 . القيمة الافتراضية تساوي 4 في ***SPSS*** و تساوي 3 في ***SAS*** .و بعد ذلك يُدوَّر الحل ليسمح بارتباطات بين العوامل و هذا ما أوضحه ***Comery & Lee*** عام 1992 و ***Tabachnick & Fidell*** عام 2001 .إن رفع التشبعات لقوى تنتج قيماً تؤدي لتـشبعات أصـغر و قريبـة مـن الـصفر و لكن التشبعات الأعلى بالرغم من أنها مخفضة تبقي جوهرية .القوى الأعلى تنـتج ارتباطـات أعـلى بـين العوامل .

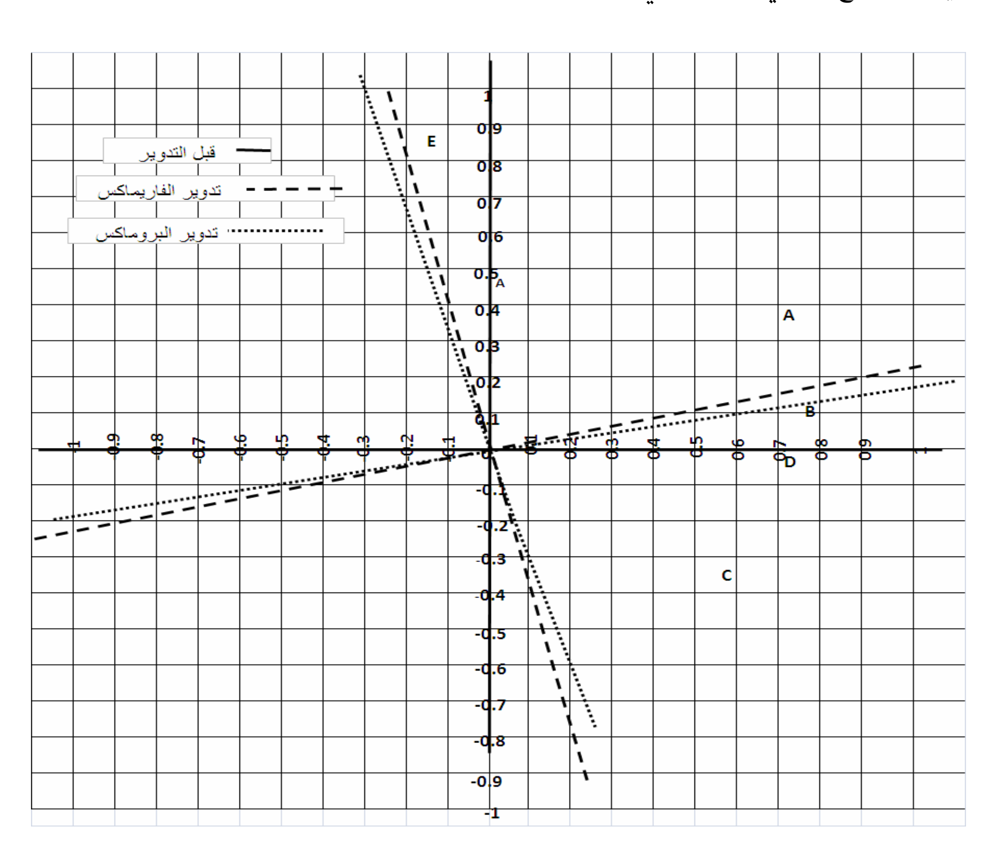
كـما أضـاف (***Wegener&Fabrigar,2000,435***) أن طريقـة البرومـاكس منـشأة عـلى يـد ***Hendrickson & White*** عام 1964 , و يتم تنفيذها بواسطة أخذ مصفوفة تشبعات عاملية نتيجة الفاريمـاكس و حينئـذ التوصل لمصفوفة جديدة برفع تشبعات العامل لأس معين و لكن بدون تغيـير علامـة التـشبعات ,الأس يدعي كابا , و تحدد له القيمة 4 و عندما تُحوَّل التشبعات لهذه الطريقة ستصبح قيمها أصـغر و لكـن النسب بين التشبعات العليا(الأصلية) و الصغرى تصبح أعلى ,و عند تصغير التـشبعات ستـصبح البنيـة أكثر بساطة . و المحاور الأصلية المدورة بواسـطة الفاريمـاكس تـدور بطريقـة بحيـث تكـون قريبـة مـن المحاور الأصلية للمصفوفة الجديدة ,و كنتيجة لذلك ستصبح المحاور مائلة .

التمثيل الهندسي لطريقتي الفاريماكس و البروماكس :

مثال : مأخوذ من (***Wegener&Fabrigar,2000,426***) :

المتغيرات	تشبعات العامل الأول قبل التدوير	تشبعات العامل الثاني قبل التدوير	تدوير الفاريماكس عامل أول	تدوير الفاريماكس عامل ثاني	تدوير البروماكس عامل أول	تدوير البروماكس عامل ثاني
١	٠.٧٢	٠.٣٨	٠.٧٩	٠.١٩	٠.٨١	٠.٢٦
٢	٠.٧٧	٠.١١	٠.٧٧	٠.٠٨-	٠.٧٨	٠.٠٢-
٣	٠.٥٨	٠.٣٧-	٠.٤٧	٠.٥-	٠.٤٦	٠.٤٦-
٤	٠.٧٢	٠.٠٣-	٠.٦٩	٠.٢-	٠.٦٩	٠.١٥-
٥	٠.١٤-	٠.٨٧	٠.٠٨	٠.٨٨	٠.١١	٠.٨٩

و يمكن توضيح ذلك في الشكل التالي:



مثال على بعض الطرق الشهيرة في التدوير :

أوضح(*Pett et al.,2003,163*) نتائج مختلفة لبعض طرق التدوير و هي طريقـة الفاريمـاكس و طريقـة الأوبلمن و طريقة البروماكس ,بزوايا مختلفة للتـدوير و بقـيم مختلفـة لـدلتا مـع تثبيـت كابـا عنـد 4 كالتالي:

طريقة التدوير										
	المتعامد		المائل							
الطريقة	الفاريماكس		الأوبلمن						البروماكس	
			δ = -٠.٥		δ = صفر		δ = ٠.٥		K = ٤	
الزاوية	٩٠		٧٨.٢		٧٦.١		٦٥.٨		٧١.٢	
البنود	الارتباط بين العوامل									
	صفر		٠.٢٠٤		٠.٢٤٠		٠.٤١٠		٠.٣٢٢	
	التشبعات									
	L_1	L_2	L_1	L_2	L_1	L_2	L_1	L_2	L_1	L_2
البند ١	٠.٠٠٢-	٠.٧٣٦	٠.٠٧٣	٠.٧٣٢	٠.٠٧٧	٠.٧٢٩	٠.١٣١	٠.٧١٥	٠.١٠٢	٠.٧٢٣
البند ٢	٠.٧٧٨	٠.١٢٤	٠.٧٨٧	٠.١٨٦	٠.٧٨٧	٠.٢١٠	٠.٧٨٧	٠.٢٨٩	٠.٧٨٧	٠.٢٤٩
البند ٣	٠.٢١٦	٠.٧٦٦	٠.٣١٠	٠.٧٨٠	٠.٣١٥	٠.٧٨٥	٠.٣٦٨	٠.٧٩٤	٠.٣٤٠	٠.٧٩١
البند ٤	٠.٦٦٨	٠.٣١٧	٠.٧٠٢	٠.٣٦٩	٠.٧٠٣	٠.٣٩٠	٠.٧١٨	٠.٤٥٤	٠.٧١١	٠.٤٢١
البند ٥	٠.٧٨٧	٠.١٣-	٠.٧٦٥	٠.٠٧-	٠.٧٦٤	٠.٠٤-	٠.٧٤٥	٠.٠٤٥	٠.٧٥٥	٠.٠٠١
البند ٦	٠.٦٨٥	٠.٣٢٥	٠.٧٢٠	٠.٣٧٨	٠.٧٢١	٠.٣٩٩	٠.٧٣٦	٠.٤٦٥	٠.٧٢٩	٠.٤٣١
البند ٧	٠.١٤٣	٠.٨٥٤	٠.٢٤٩	٠.٨٦٢	٠.٢٥٣	٠.٨٦٤	٠.٣١٤	٠.٨٦٤	٠.٢٨٢	٠.٨٦٥
البند ٨	٠.٥٣٤	٠.٠٤٠	٠.٥٣٥	٠.٠٨٣	٠.٥٣٥	٠.٠٩٩	٠.٥٣١	٠.١٥٥	٠.٥٣٤	٠.١٢٦

التدوير المتعامد و المائل في الدراسات و البحوث :

الدراسة	المحتوى الخاضع للتحليل	نوع التدوير	طريقة التدوير
(***Lindasy & Skene,2007***)	مقياس بك ***Beck*** للقلق	متعامد	الكوارتيماكس
(***Benzing et al.,2009***)	3 مقاييس منهم مقياس في الدافعية	متعامد	الأكواماكس

(Wu et al.,2007)	مقياس النواتج الطبية	مائل	البروماكس
(سماح أحمد الذيب , أحمد محمد عبد الخالق , 2006)	المقياس العربي لزملة التعب المزمن	مائل	الأوبلمن
(Carlson & Thomas,2007)	مقياس أعراض الضغوط	متعامد	الفاريماكس

ملاحظات
o التدوير سواء كان مائلاً أم متعامداً يعد أمراً لا غنى عنه للوصول لأفضل بنية عاملية يمكن تفسيرها في ضوء المعطيات النظرية . o اختيار نوع التدوير مائل أم متعامد يعتمد على الخلفية النظرية و الدراسات السابقة التي تؤيد وجود ارتباط بين العوامل المستخرجة من عدمه ,فإذا كانت الخلفية النظرية و الدراسات السابقة في معظمها تؤيد الارتباط بين العوامل نختار التدوير المائل ,و إذا كانت تؤيد في معظمها عدم الارتباط بين العوامل نختار التدوير المتعامد. o هناك طرق تدوير مائل أخرى بالإضافة للأوبلمن و البروماكس مثل : الكوارتمن و الكوفارمن و الأنفوماكس ***Infomax*** ,و هناك طرق تدوير متعامد أخرى بالإضافة للفاريماكس و الأكواماكس و الكوارتيماكس مثل الأرثوماكس ***Orthomax*** و البراسيماكس ***Parsemax.*** o تعد طريقة الأوبلمن في التدوير المائل و طريقة الفاريماكس في التدوير المتعامد من أشهر طرق التدوير المستخدمة بواسطة غالبية الباحثين ,أما طرق التدوير الأخرى فاستخدمت بواسطة عدد قليل من الباحثين . o كل طريقة تدوير لها بدائلها الخاصة و التي يتوقف اختيار أي بديل منها على ذاتية الباحث و أحياناً المحاولة و الخطأ حتى يصل الباحث إلى أفضل بنية عاملية ممكنة ,فمثلاً طريقة الفاريماكس تعتمد على زاوية التدوير و التي باختلافها تختلف النتائج ,و طريقة الأوبلمن تعتمد على قيمة دلتا و التي باختلافها تختلف النتائج , و طريقة البروماكس تعتمد على قيمة كابا و التي باختلافها تختلف النتائج .

4-2 : تسمية العوامل *Factors Naming*:

من أهم الفروق بين التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي هو أنه في الأخير نملك ميزة معرفة مسميات العوامل المراد تأكيدها,فمثلاً البنية العاملية للذكاء في ضوء نظرية كاتل تقسمه لعاملين أو مكونين فرضيين هما :الذكاء السائل و الذكاء المتبلور , و من ثَّم يصبح هدفنا في التحليل العاملي التوكيدي هو التوصل لبنية تؤكد ذلك .

أما في التحليل العاملي الاستكشافي فإن العوامل التي يتم استخلاصها تصبح مجهولة من حيث المسمى , و يصبح لزاماً على الباحث تسمية العوامل بعد استخلاصها .

فلقد أوضح (***Pett et al.,2003,210***) أنه عادة يتم اختيار البنود الثلاثة أو الأربعة ذات التشبعات الأعلى على العامل و يتم تسمية العوامل على أساسها بحيث يتم تفحص محتوى هذه البنود و معرفة الجزء المشترك بينها للتوصل لاسم يمثل كل البنود المتشبعة على العامل ,و البند الذي يحظى بأعلى تشبع على العامل (أكبر من أو يساوى 0,9) ينبغي أن يعطي ملمحاً قوياً لاسم العامل .أما إذا كانت التشبعات الأعلى على العامل صغيرة (أقل من 0,6) هنا ربما يواجَه الباحث بتفسيرات ضعيفة .و عند اختيار اسم للعامل من المفضل أن يبقى التفسير بسيط و في نفس الوقت يلمح لما يشير إليه العامل ,و ينبغي توخي الحذر عند تسمية العامل لأنه بمجرد تسمية العامل تضيع البنود و يصبح الاسم المختار هو همزة الوصل بين المقياس و بين مستخدميه ,و هذا ما أوضحه ***Kachigan*** عام 1986, و لو كانت بنود التحليل العاملي منتقاة من نظرية أو تكوين مفاهيمي سابق هنا على الباحث أن يرجع مرة أخرى للنظرية أو التكوين المفاهيمي لتسمية العامل و هذا ما أوضحه ***Pedhazur & Schmelkin*** عام 1991 , كما أوضح كل من ***Hair ,Anderson, Tatham, and Black*** عام 1995 أنه ربما تظهر بعض المواقف في مرحلة بناء المقياس و التي لا يسمي فيها الباحث العامل حيث يُشار إليه بــ"غير معرف" و يصنف بالعامل (***a***) ,أو العامل (***b***) , و إذا واجه

الباحث صعوبة في تسمية العوامل الأقل معنى أو الأقل تطابقاً ربما يكون من الأفضل حذف هذه العوامل .

كما أوضح (***Heppner et al.,2008 ,236***) أن الباحث يحتاج إلى تسمية العوامل في التحليل العاملي الاستكشافي , و لكي يتم ذلك يتم تفحص كل البنود التي تكوِّن العامل و يحاول اختيار اسم يعكس المعنى الكامن خلف البنود .و بصورة أكثر وضوحاً تعد عملية تسمية العوامل عملية ذاتية لدرجة أن الباحثين الذين يسعون إلى تسمية العامل الذي تتشبع عليه نفس القائمة من البنود ربما يختلفون في تسميته .فيجب و الكلام ما زال على لسان ***Heppner*** و زملاؤه أن تكون حريصاً وواعياً بالطبيعة الذاتية لعملية تسمية العامل عند فحص تقرير التحليل العاملي .

و في هذا الصدد أوضح(***Carducci,2009,275***) أن الخطوة الأخيرة في التحليل العاملي تشمل تسمية العوامل المستخلصة ,و الذي يعد عملية أكثر ذاتية ***subjective.***

و يمكن توضيح كيفية تسمية العامل في التحليل العاملي من خلال عرض لثلاث دراسات احتوت على التحليل العاملي الاستكشافي و تعرضت لتسمية العوامل كالتالي:

الدراسة الأولى: دراسة (محمد رزق البحيري,2007): و التي تم من بين إجراءاتها تحليل عاملي استكشافي لبنود مقياس الذكاء الوجداني للأطفال المضطربين سلوكياً المعد بواسطة الباحث و المكون من 42 بنداً, و تم تدوير المحاور باستخدام الفاريماكس و تم التوصل إلى 5 عوامل منها العامل الأول الذي تشبعت عليه 8 بنود هى كالتالي:

مضمون البند	التشبع
أتجنب الحديث مع الغرباء	0.917
أحب ممارسة الأنشطة المدرسية مع زملائي.	0.910
أشعر بالسعادة عندما أجد طفلين يلعبان معاً.	0.894
لديَّ رغبة في التشاجر مع الآخرين.	0.874

أبتعد عن الآخرين	0.870
أشعر بالسعادة عند تشجيعي لزملائي	0.841
أفضل اللعب مع زملائي على أن ألعب لوحدي	0.778
يثق بي أصدقائي	0.768

فلقد أشار الباحث أن البنود السابقة تعكس مجتمعة العلاقات الاجتماعية و التواصل مع الآخرين ,و لذلك قام الباحث بتسمية العامل بـ" تنظيم العلاقات الاجتماعية ".

الدراسة الثانية: دراسة (السيد كامل الشربيني منصور , 2007): و التي تم من بين إجراءاتها تحليل عاملي استكشافي لبنود مقياس جودة الحياة المعد بواسطة الباحث و المكون من 39 بنداً , و تم تدوير المحاور باستخدام الفاريماكس و تم التوصل إلى 6 عوامل منها العامل الثالث الذي تشبعت عليه 6 بنود تشبعات جوهرية هي كالتالي:

مضمون البند	التشبع
أشعر أن حياتي ذات قيمة و معنى	0.61
أشعر بأن الحياة تستحق الإقبال عليها	0.69
أقبل على الحياة بحماس	0.67
لديّ دافعية قوية لإنجاز طموحاتي في الحياة	0.36
أنا راض عن حياتي	0.73
أشعر براحة البال	0.52

فلقد أشار الباحث أن البنود السابقة تعكس شعور الفرد براحة البال ,و إقباله على الحياة بحماس باعتبارها ذات معنى و قيمة له ,و لذلك قام الباحث بتسمية العامل بـ" الرضا عن الحياة ".

الدراسة الثالثة: دراسة(***Zalon,2006***) و التي تَّم من بين إجراءاتها تحليل عاملي استكشافي لبنود المقياس المختصر للألم المعد بواسطة ***Daut*** و زملاؤه عام 1983 و المكون من 11 بنداً , و تم تدوير المحاور تدويراً مائلاً باستخدام الأوبلمن و تم التوصل إلى عاملين منها العامل الثاني الذي تشبعت عليه 6 بنود هي كالتالي:

مضمون البند	التشبع
النشاط العام	0.555
المزاج	0.645
المشي	0.439
العمل	0.768
العلاقات مع الآخرين	0.569
الاستمتاع بالحياة	0.647

فلقد أشار الباحث أن البنود السابقة تعكس تداخل الألم مع النشاط العام و الحالة المزاجية و أثناء المشي و أثناء العمل و أثناء العلاقات مع الآخرين و كذلك في محاولة الاستمتاع بالحياة لذلك قام الباحث بتسمية العامل بـ" تداخل الألم ".

ملاحظتان

- تعد تسمية العامل من أهم إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي لأنها الواجهة النهائية التي يراها المهتم أو المستفيد بنتيجة التحليل و لذلك يجب توخي الحذر و الدقة عند التسمية .
- هناك بعض الدراسات و البحوث التي يتم تسمية العامل فيها باسم البند الذي حظي بأعلى تشبع ,و هى من الأمور التي قد تخل بالتسمية لأن التسمية يجب أن تكون معبرةً عن أكبر قدر من البنود الممثلة للعامل و ليس بند واحد فقط.

2-5: محكات الإبقاء على العوامل *Factors to Retained Criteria* :

عند تنفيذ التحليل العاملي الاستكشافي يتم استخلاص العديد من العوامل ,و لكن هل يتم قبول كل هذه العوامل المستخلصة بالطبع لن يتم قبول العوامل إلا التي تحقق محك معين ,و في الواقع هناك العديد من المحكات و التي في ضوئها نقبل العامل كمكون كامن من مكونات الظاهرة الخاضعة للتحليل .

فلقد أوضح (صفوت فرج ,1980 , 239) نقلاً عن فرنون ***Vernon*** و آخرون أن هناك حوالي 25 محكاً مختلفاً يمكن استخدام أي منها لتقدير نقطة

التوقف عند استخلاص عوامل جديدة ,منها :محك تيكر ***Tucker*** ,و قاعدة همفري ***Humphrey*** ,و محك كومب ***Coomb*** ,و محك كايزر ,و محك كاتل.

كما أضاف كل من (***Floyd & Widaman,1995,291-292***) أن هناك 3 أنواع من محكات الإبقاء على العوامل هى: الاختبارات الإحصائية مثل اختبار مربع كا , و المحكات السيكومترية و الرياضية مثل محك كايزر ,و محكات درجات القطع مثل اختبار كاتل-نيلسون-جورسش ***Cattell-Nelson-Gorsuch*** و محك تحليل التوازي , و مؤشر تيكر .

و أضاف (***Sharma,1996,116***) بالقول أن هناك عدد من المحكات التي يمكن الاعتماد عليها في تحديد عدد العوامل المقبولة في التحليل العاملي , و لكن أكثرها شهرة ***most popular*** هو قاعدة الجذر الكامن الأعلى من 1(محك كايزر ***Kaiser Criterion***) ,و قاعدة الرسم البياني ***scree plot*** (محك كاتل ***Cattell Criterion***) , كما أن برنامجي ***SAS & SPSS*** يستخدمان محك الجذر الكامن الأعلى من الواحد في تحديد عدد العوامل المقبولة .

و يمكن عرض محكي كايزر و كاتل-نظراً لشهرتيهما في تحديد عدد العوامل المقبولة- كالتالي:

محك كايزر:

أوضح كل من (***Dillon &Goldstein,1984,48***) أن أشهر طريقة لاستخلاص العوامل المقبولة هى محك الجذر الكامن الأعلى من 1 و المقترحة بواسطة كايزر عام 1958 ,حيث يُبقي هذا المحك على العوامل أو المكونات التي تتعدى جذورها الكامنة الواحد الصحيح ,إن منطقية هذا المحك تتأتى من أن أي مكون(عامل)ينبغي أن يكون له تباين أعلى من تباين أي متغير في المصفوفة .

كما أشار كل من (***Floyd & Widaman,1995,291***) إلى أن محك كايزر أو ما يطلق عليه محك كايزر-جوتمان أو محك الجذر الكامن الأعلى من 1 يعد أشهر محكات الإبقاء على العوامل في تحليل المكونات الأساسية , و هو الخيار

الافتراضي في معظم الحزم الإحصائية .و لكن في الوقت نفسه أشار إلى وجود بعض المشكلات المرتبطة بهذا المحك منها أنه يمكن أن يسير في عكس اتجاه اختزال البيانات بإبقائه على عدد كبير من العوامل ,بما يتعارض مع طبيعة التحليل العاملي.

كما أضاف(***Norman&Streiner,2008,200***) عند حديثه عن محك كايزر بالقول أنه المحك الذي ما زال الأشهر استخداماً فهو الخيار الافتراضي لمعظم حزم الكمبيوتر,بالرغم أنه ليس من الضروري أن يكون الأفضل لتعرض المحك لعدد من المشكلات أو العيوب منها الطبيعة التحكمية أو القهرية في قبول العامل من عدمه فالعامل الذي يحظى بجذر كامن 1,1 يُقبل ,و العامل الذي يحظى بجذر كامن 0,99 يُرفض .

و في هذا الصدد أشار (***Sharma,1996,76***) إلى أن منطقية محك كايزر تتأتى من أن كمية التباين المفترض قبولها لأي مكون(عامل) يجب على الأقل أن تساوي تباين متغير واحد ,و التي تساوي الواحد الصحيح .

كما أضاف(***Field,2009,641***) أن محك كايزر يعتبر دقيق في حالة كون عدد المتغيرات أقل من 30 و كذلك قيم الشيوع (بعد الاستخلاص النهائي) كلها أكبر من 0.7 ,كما أن محك كايزر يكون دقيقاً أيضاً عند حجم عينة يتعدى 250 ,و متوسط الشيوع أعلى من أو يساوي 0.6 ,و في الظروف الأخرى من المفضل استخدام محك كاتل للرسم البياني .

محك كاتل:

أوضح ((***Dillon &Goldstein,1984, 48-49*** أن اختبار كاتل يتم فيه تمثيل الجذور الكامنة للمكونات أو العوامل في ترتيب تتابعي على حسب استخلاصهم أو قيمهم , و حينئذ يحدد نقطة انعطاف في المنحنى,و تظهر العوامل الجوهرية أولاً في ترتيب تتابعي و بعد ذلك تظهر العوامل الأقل في الأهمية و التي تأتي في الجزء الأخير من المنحنى ,و لقد أوضح المصدر بعض المشكلات المرتبطة بهذا المحك منها عندما لا يظهر الانعطاف بوضوح ,أو عندما يكون هناك أكثر

من انعطاف في نفس المنحنى مما سيمثل صعوبة في تحديد العدد الصحيح للعوامل المقبولة .
كما أضاف كل من (*Floyd & Widaman,1995,292*) بالقول أن محك كاتل يعطى درجات قطع فاصلة للعوامل المقبولة قريبة من محك كايزر و ذلك بالنسبة لطريقة المكونات الأساسية ,و نظراً للطبيعة الذاتية في تحديد الانعطاف ***elbow*** في منحنى العوامل لذلك يجب على الفاحص اختبار درجات قطع مختلفة .

كما أضاف (*Sharma,1996,76-77*) أن اختبار الرسم البياني ***scree plot*** المقترح بواسطة كاتل عام 1966 من المحكات الشائعة ,فطبقاً لهذا الاختبار تُرسم الجذور الكامنة الممثلة للعوامل , و تقبل العوامل التي تقع في منطقة الانعطاف ***elbow*** ,و لقد أشار نفس المصدر إلى وجود ذاتية في تحديد الانعطاف .

و أوضح(*Norman & Streiner ,2008,200*) أن اختبار رسم كاتل يعد من الاختبارات التي لا تعتمد على شيء إلا رؤية العين ***eyeball*** , حيث نبدأ برسم الجذور الكامنة على رسم بياني و في الواقع و كما يشير المصدر لا نحتاج لفعل ذلك فمعظم برامج الكمبيوتر لديها خيار لذلك , و في معظم الحالات لا يوجد انقطاع مفاجئ ***sharp break*** في المنحني,و استطرد المصدر قائلاً عدم وجود اختبار إحصائي مرتبط باختبار كاتل ربما يمثل مشكلة لبرامج الكمبيوتر و التي تفضل أن تتعامل مع الأرقام .

و لذلك أشار(*Field,2009,641*) إلى أنه إذا أُستخدم محك كاتل لتقدير عدد العوامل المراد الإبقاء عليها ربما نضطر إلى استخدام برنامج ***SPSS*** أولاً و اختيار عدد العوامل المراد استخلاصها و معرفة جذورها الكامنة ,ثم تطبيق محك كاتل عليها .

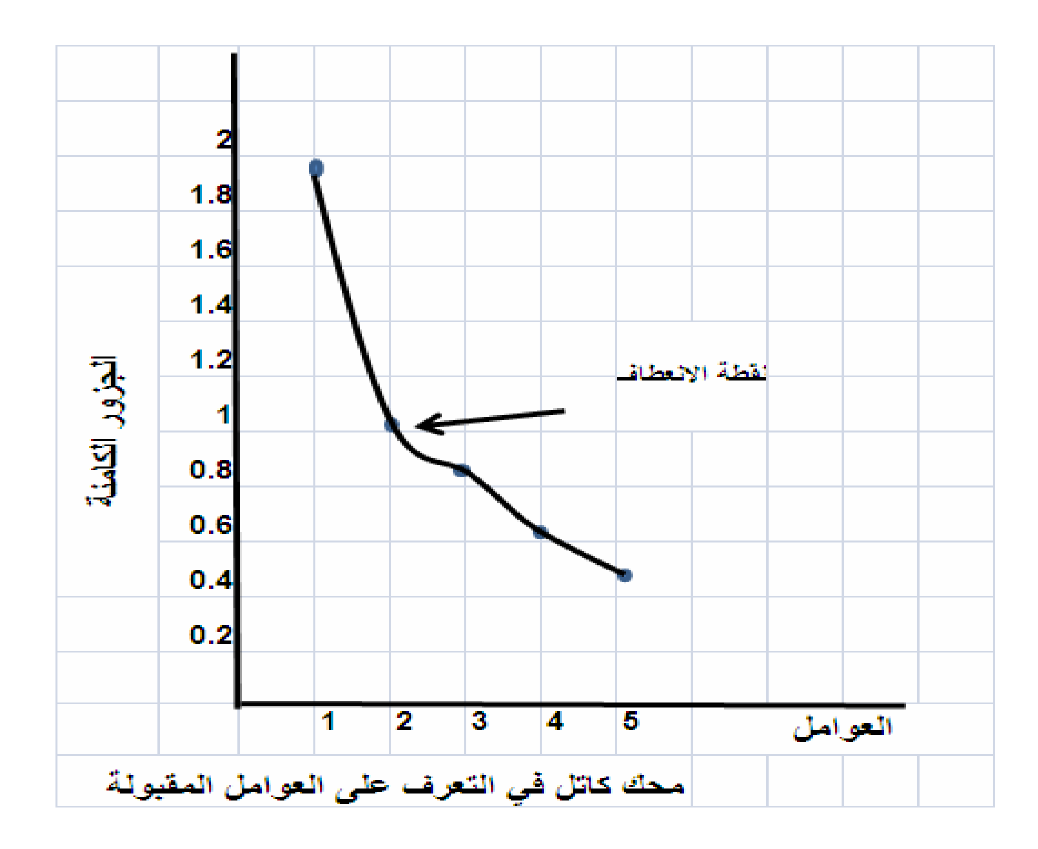
مثال على محكي كايزر و كاتل :

أراد باحث إجراء تحليل عاملي استكشافي لخمسة متغيرات ملاحَظة ,فتوصل إلى 5 عوامل جذورها الكامنة موضحة في الجدول التالي :

العامل	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	العامل الرابع	العامل الخامس
الجذر الكامن	1.99	1.05	0.86	0.63	0.47

و لكن بتطبيق محك كايزر سيتم الإبقاء على عاملين فقط لأن جذريهما الكامنين تعديا الواحد الصحيح , و من ثم استبعاد العوامل الثلاثة الأخيرة و التي قلت جذورها الكامنة عن الواحد .

كما يمكن تطبيق محك كاتل كالتالي :



و بتفحص الرسم السابق نجد أن المنطقة التي تعلو نقطة الانعطاف تحتوى على عـاملين ,و هـما نفـس العاملين المقبولين طبقاً لمحك كايزر لأن جذريهما الكامنين يتعديان الواحد الصحيح .

محكا كايزر و كاتل في الدراسات و البحوث:

الدراسة	المحتوى الخاضع للتحليل	المحك	عدد العوامل المقبولة
(سماح أحمد الذيب , أحمد محمد عبد الخالق , 2006)	المقياس العربي لزملة التعب المزمن.	كايزر	عاملان
(*Zalon,2006*)	المقياس المختصر للألم.	كايزر و كاتل	عاملان
(*Singer et al.,2007*)	استبيان المناخ الآمن للمريض.	كايزر و كاتل	تـم قبـول 7 عوامـل وفقـاً لمحـك كـايزر,كـما وجـدت نقطتـا انعطـاف وفقاً لمحـك كاتـل إحـداهما تقبـل 4 عوامـل و الأخـرى تقبـل 7 عوامـل لذلك اختار الباحث 7 عوامـل متفقـاً مع محك كايزر.

(Fincham et al.,2008)	مقياس القلق متعدد الأبعاد.	كايزر	4 عوامل
(السيد كامل الشربيني منصور , 2007)	مقياس جودة الحياة .	كايزر و محك احتواء العامل على ثلاثة تشبعات جوهرية على الأقل	6 عوامل

ملاحظات

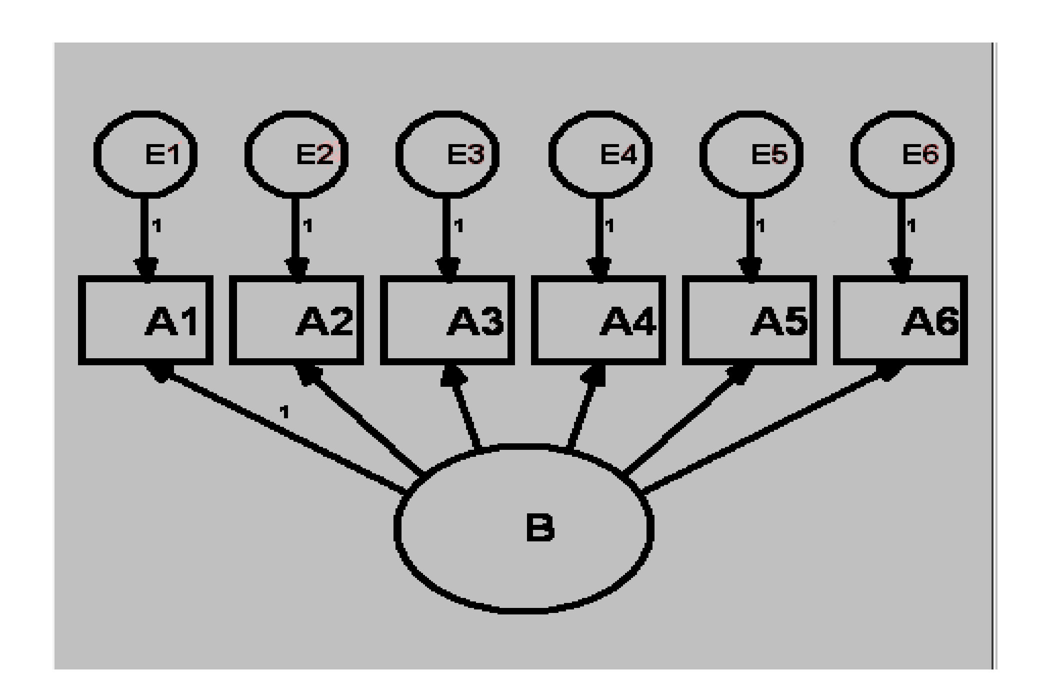
- توجد العديد من المحكات المستخدمة في تحديد عدد العوامل المقبولة و لكن أشهرها محك كايزر و محك كاتل.
- بالرغم من شهرة محكيي كايزر و كاتل إلا أنهما يعانيان من بعض المشكلات و التي تحتاج إلى مزيد من الدراسات و البحوث حولها.
- محك كايزر و كذلك محك كاتل يمكن تطبيقهما بسهولة و لكن بالاعتماد على البرامج الالكترونية مثل برنامج ***SPSS*** .
- لوحظ من الدراسات الموضحة في الجدول السابق أنه يمكن استخدام المحكين معاً حتى نصل إلى قرار لاستبقاء العوامل أكثر اتفاقاً .
- كما لوحظ وجود محك للإبقاء على العوامل يعتمد على قبول العامل الذي تتشبع عليه 3 متغيرات ملاحَظة على الأقل تشبعات جوهرية.

3-مصطلحات مرتبطة بالتحليل العاملي التوكيدي:

1-3 :النموذج المفترض *Hypothesis Model* :

يبدأ التحليل العاملي التوكيدي بنموذج يفترضه الباحث بناءً على نتائج الدراسات السابقة و كذلك الخلفية النظرية المتعلقة بموضوع الدراسة ,و يتكون النموذج المفترض من العديد من المتغيرات التي يمكن إيضاحها من خلال عرض أنواع عديدة من النماذج المفترضة كالتالي:

- نموذج مفترض يحتوي على 6 متغيرات ملاحَظة داخلية و متغير كامن خارجي(نموذج عاملي من الدرجة الأولى) :



- المتغير *B* : نطلق عليه العديد من المسميات منها (متغير غير ملاحَظ –متغير كامن *latent* – عامل مفترض-متغير خارجي *exogenous* -متغير مستقل *independent*):

- ✓ متغير غير ملاحَظ لأنه لا يُقاس فليس له أرقام أو بيانات في ملف البيانات .
- ✓ متغير كامن لأنه يكمن في كل متغير مُقاس .
- ✓ عامل مفترض لأنه يُفترض أن يعبِّر عن المتغيرات الملاحَظة التي يتجه إليها .
- ✓ متغير خارجي لأنه لا يتأثر بمتغيرات داخل النموذج و إنما تـأثره يكـون بمتغـيرات خـارج النموذج و لم تؤخذ في الاعتبار و غير خاضعة للدراسة .
- ✓ متغير مستقل: فهو لا يتأثر بمتغيرات داخل النموذج ,و لكن يؤثر (أو ينبئ) في متغـيرات أخرى داخل النموذج و هى المتغيرات التي يتجه إليها بالسهم.

- o المتغيرات ***A1,A2,A3,A4,A5,A6*** : نطلق عليها العديد من المسميات منها(متغـيرات ملاحَظـة- مؤشرات ***indicators***-متغيرات داخلية ***endogenous*** -متغيرات تابعة ***dependent***):

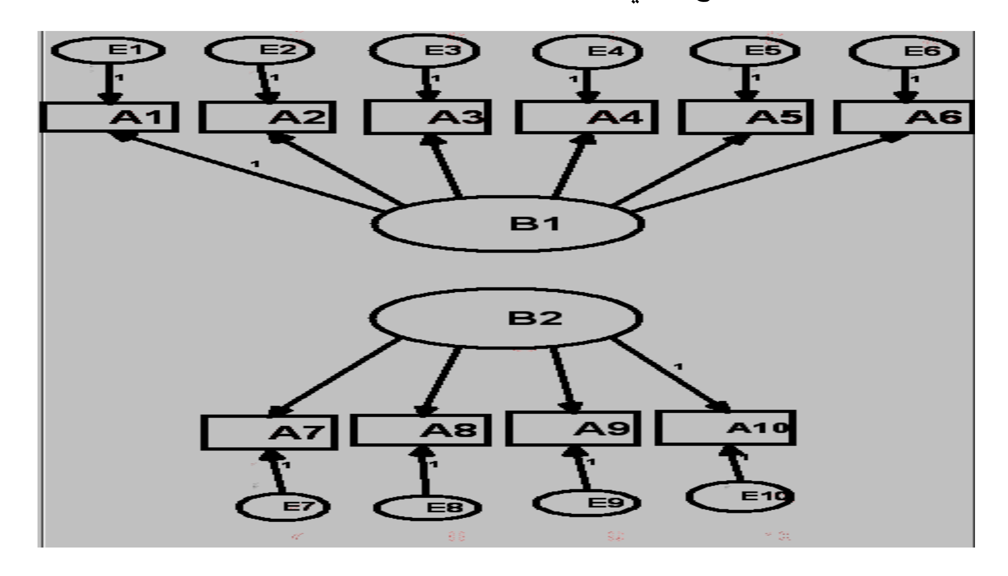
- ✓ متغيرات ملاحَظة لأنها قابلة للملاحَظة و القياس و يتم التعبير عن كل متغير منها بأرقام تمثل درجات أفراد العينة على المتغير المعني.
- ✓ مؤشرات: لأنه من خلالها نستدل على وجود العامل المفترض فهي مؤشرات للعامل .
- ✓ متغيرات داخلية لأنها تتأثر بمتغيرات داخل النموذج سواء كان المتغير (***B***) أو المتغـيرات ***E1,E2,E3,E4,E5,E6*** .
- ✓ متغيرات تابعة :لأنها تتأثر بمتغيرات فهي دائماً ينتهي السهم عندها و لا يخـرج أي سـهم منها .

- o المتغيرات ***E1,E2,E3,E4,E5,E6*** : نطلق عليها : متغيرات الخطأ أو متغيرات البواقي :

- ✓ متغيرات الخطأ : حيث أن العامل المفترض (المتغير الكامن) لا يفـسر بمفـرده المتغـيرات الملاحَظة فلابد من وجود خطأ في القياس يؤخذ في الاعتبار عند قياس كل متغير ملاحَـظ .

- ✓ متغيرات البـواقي ***residuals*** : هنـاك عـدد مـن المتغـيرات يفـسر المتغـيرات الملاحَظـة في النموذج ,و هناك عدد (متبقي) آخر لا نستطيع لسبب أو لآخر أن ندخلـه في النمـوذج لذلك نعبر عنه بهذا النوع من المتغيرات .

- ▪ نموذج مفترض يحتوى على 10 متغيرات ملاحَظة داخليـة و متغـيرين كـامنين خـارجيين غير مرتبطين (نموذج عاملي من الدرجة الأولى) :

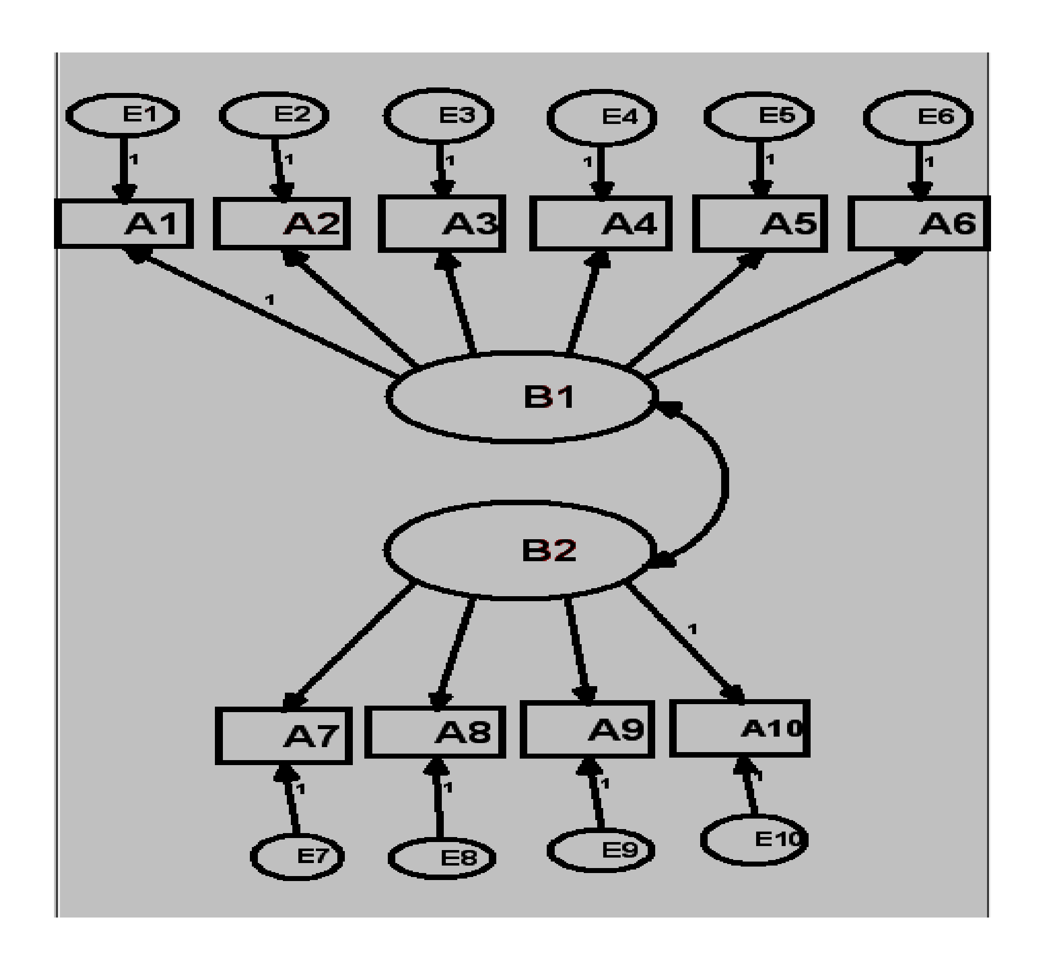


الشكل السابق يحتوي على :

- o المتغيران ***B1*** و ***B2*** متغيران كامنـان خارجيـان مـستقلان غـير ملاحَظـين و هـما متغـيران غـير مرتبطين أي يفترض عدم وجود علاقة بينهما .
- o المتغيرات من ***A1*** حتى ***A10*** هى متغيرات ملاحَظة داخلية تابعة .
- o المتغيرات من ***E1*** حتـى ***E10*** هـى متغـيرات الخطـأ و التـي مـن المفـترض أن تـؤثر في قيـاس المتغيرات الملاحَظة .

تدريب
لماذا هذا النموذج من الدرجة الأولى؟

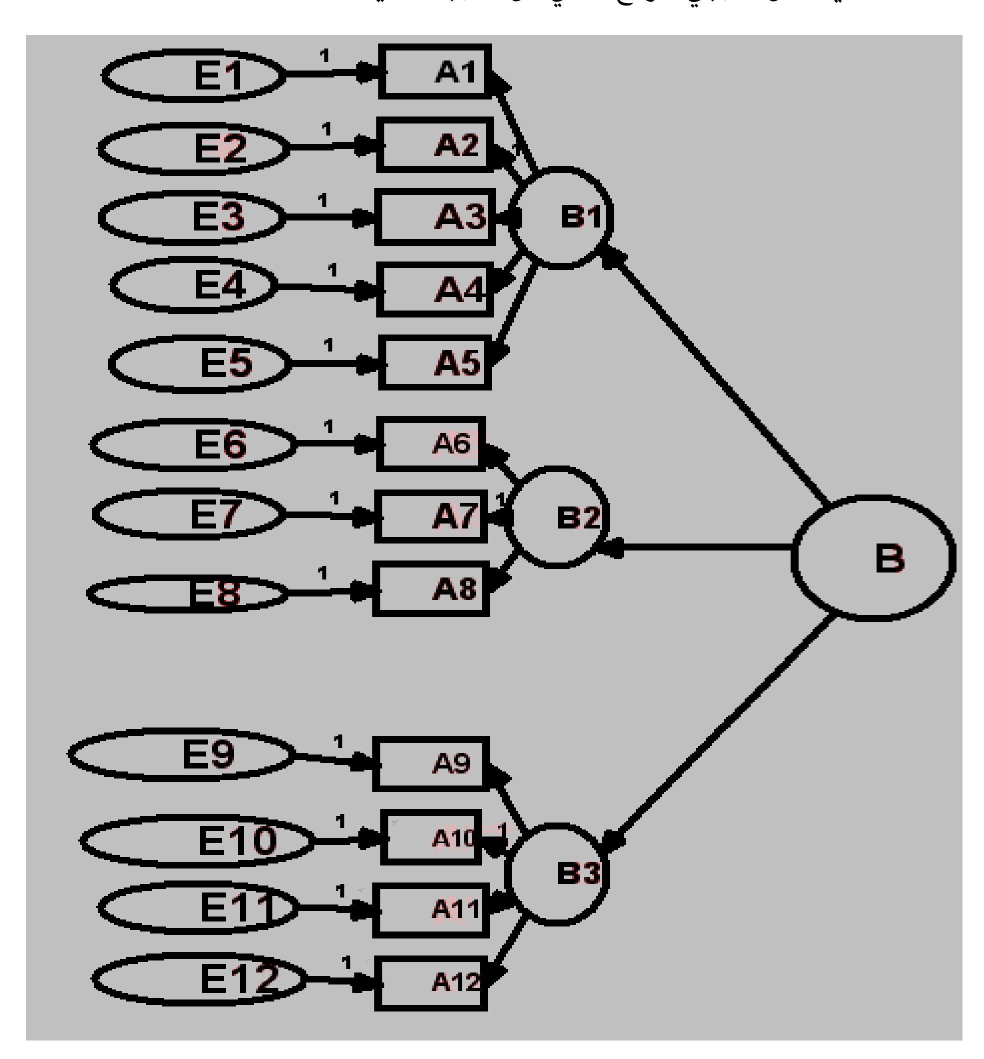
- نموذج مفترض يحتوى على 10 متغيرات ملاحَظـة داخليـة و متغـيرين كـامنين خـارجين مرتبطين (نموذج عاملي من الدرجة الأولى) :



o نفس النموذج السابق و لكن يختلف معه في افتراض وجود ارتباط أو علاقة بين المتغيرين ***B1*** و ***B2*** .

تدريب
هل تتغير رتبة النموذج بافتراض وجود علاقة بين المتغيرين ***B1*** و ***B2*** ؟

- نموذج مفترض يحتوى على 12 متغير ملاحَظ داخلي و 3 متغيرات كامنة داخلية و متغير كامن خارجي(نموذج عاملي من الدرجة الثانية).

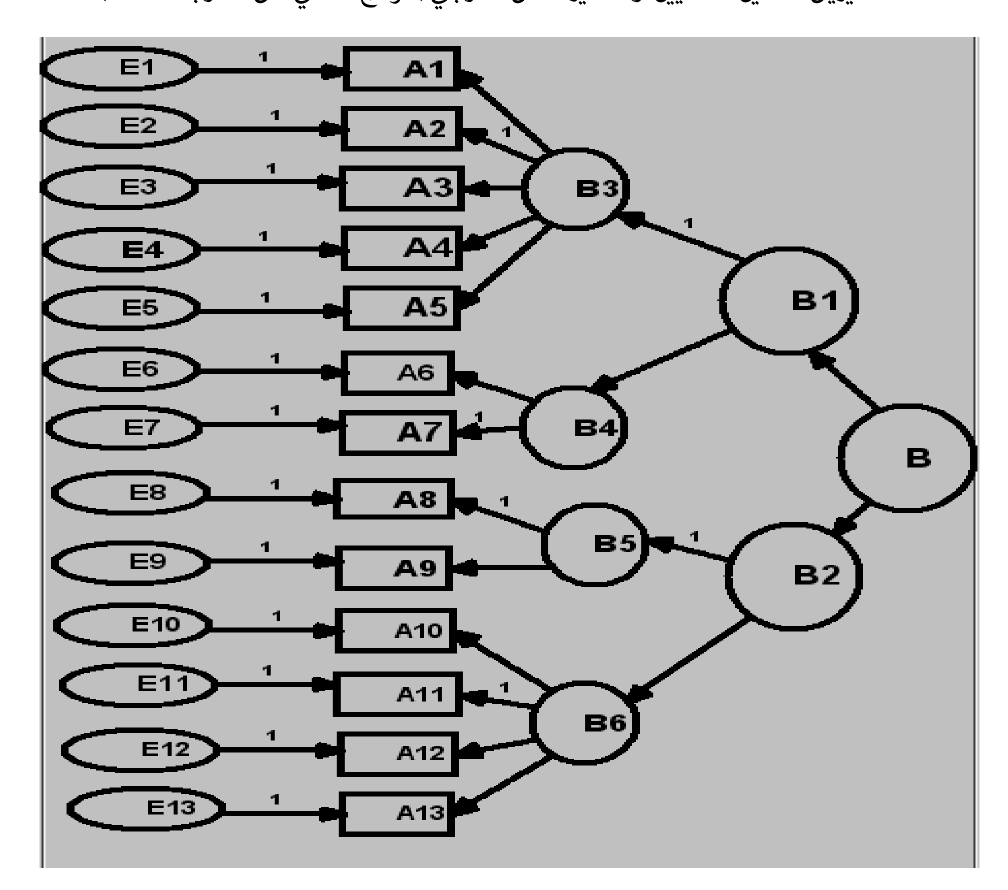


الشكل السابق يحتوي على :

- المتغير ***B*** متغير كامن خارجي مستقل غير ملاحَظ ,و هو عامل مفترض من الدرجة الثانية نظراً لتشبع عوامل الدرجة الأولى عليه و هى ***B1*** و ***B2*** و ***B3*** .

- المتغـيرات ***B1*** و ***B2*** و ***B3*** متغـيرات كامنـة داخليـة تابعـة(بالنـسبة للمتغـير ***B***),و مـستقلة (بالنسبة للمتغيرات مـن ***A1*** إلى ***A12***), كـما أنهـا عوامـل مفترضـة مـن الدرجـة الأولى نظـراً لافتراض تشبع المتغيرات الملاحَظة ***A1*** حتى ***A12*** عليها .
- المتغيرات من ***A1*** حتى ***A12*** هى متغيرات ملاحَظة داخلية تابعة كما نطلق عليها مؤشرات .
- المتغيرات من ***E1*** حتـى ***E12*** هـى متغـيرات الخطـأ و التـي مـن المفـترض أن تـؤثر في قيـاس المتغيرات الملاحَظة .

- نموذج مفترض يحتوى على 13 متغـير ملاحَـظ داخـلي و 4 متغـيرات كامنـة داخليـة و متغيرين كامنين داخليين و متغير كامن خارجي(نموذج عاملي من الدرجة الثالثة).



الشكل السابق يحتوي على :

- المتغير ***B*** متغير كامن خارجي مستقل غير ملاحَظ و هو عامل مفترض من الدرجة الثالثة نظراً لافتراض تشبع عاملي الدرجة الثانية عليه و هما ***B1*** و ***B2*** .
- المتغيران ***B1*** و ***B2*** هما متغيران كامنان داخليان غير ملاحَظين و هما تابعان بالنسبة للمتغير ***B*** ,كما أنهما مستقلان ,فالمتغير ***B1*** يعتبر مستقل بالنسبة للمتغيرين ***B3*** و ***B4*** ,و المتغير ***B2*** يعتبر مستقل بالنسبة للمتغيرين ***B5*** و ***B6*** ,كما أنهما عاملان مفترضان من الدرجة الثانية لافتراض تشبع عاملي الدرجة الأولى ***B3*** و ***B4*** على ***B1*** , و ***B5*** و ***B6*** على ***B2*** .
- المتغيرات ***B3*** و ***B4*** و ***B5*** و ***B6*** هى متغيرات كامنة داخلية غير ملاحَظة و مستقلة و تابعة في نفس الوقت ,فالمتغير ***B3*** يعتبر مستقل بالنسبة للمتغيرات من ***A1*** إلى ***A5*** , و تابع بالنسبة للمتغير ***B1*** , و المتغير ***B4*** يعتبر مستقل بالنسبة للمتغيرين ***A6,A7*** , و تابع بالنسبة للمتغير ***B1*** , و المتغير ***B5*** يعتبر مستقل بالنسبة للمتغيرين ***A8,A9*** , و تابع بالنسبة للمتغير ***B2*** , و المتغير ***B6*** يعتبر مستقل بالنسبة للمتغيرات من ***A10*** إلى ***A13*** , و تابع بالنسبة للمتغير ***B2*** , كما أنها عوامل مفترضة من الدرجة الأولى نظراً لافتراض تشبع المتغيرات الملاحَظة ***A1*** حتى ***A13*** عليها,فالمتغيرات من ***A1*** إلى ***A5*** تتشبع على ***B3*** ,و المتغيران ***A6,A7*** يتشبعان على ***B4*** , و المتغيران ***A8,A9*** يتشبعان على ***B5*** ,و المتغيرات من ***A10*** إلى ***A13*** تتشبع على ***B6*** .
- المتغيرات من ***A1*** حتى ***A13*** هى متغيرات ملاحَظة داخلية تابعة كما نطلق عليها مؤشرات كما سبق قوله.
- المتغيرات من ***E1*** حتى ***E13*** هى متغيرات الخطأ و التي من المفترض أن تؤثر في قياس المتغيرات الملاحَظة .

و يمكن ايضاح الآتي في الشكل الموضح :

- اتجاه الأسهم:يتجه من المتغير الخارجي إلى المتغير الداخلي ,كما يتجه من متغير الخطأ إلى المتغير الداخلي.
- عدد المتغيرات الكامنة :قد يمثل النموذج متغير كامن واحد فقط (غير ملاحَظ) أو أكثر من متغير كامن .

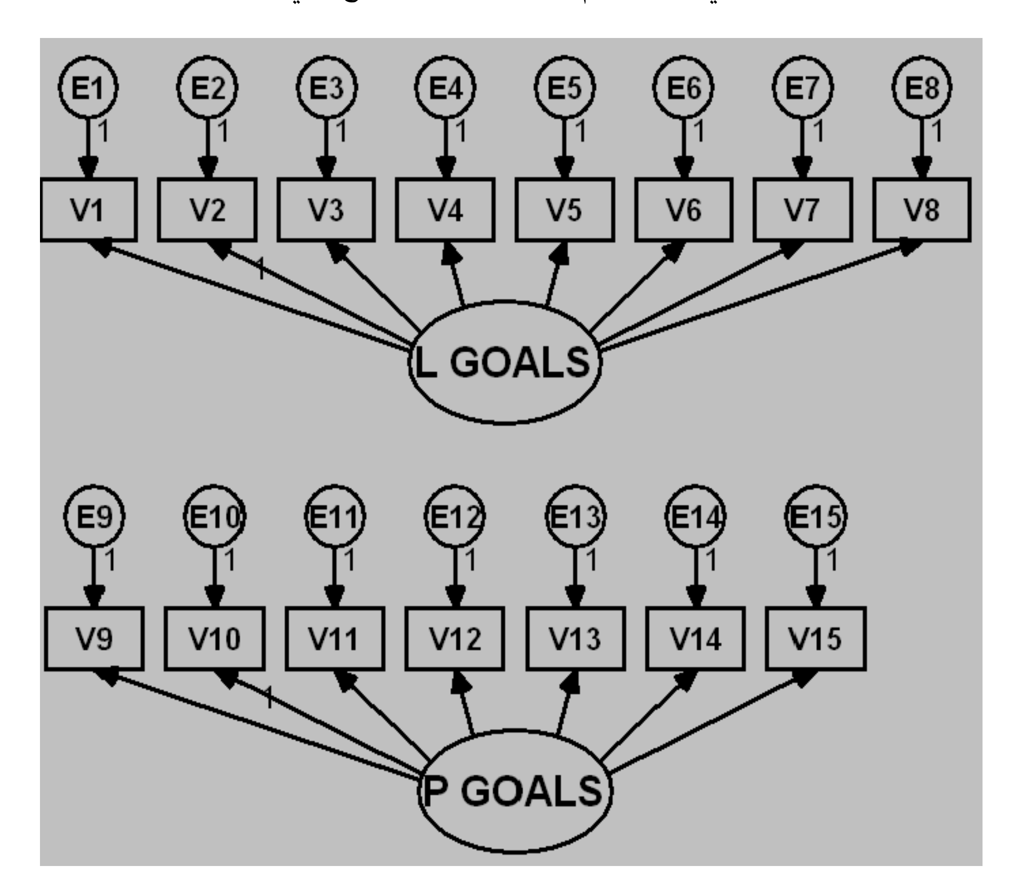
كما أوضح(***Schreiber et al.,2006,325***) أن المتغيرات الخارجية شبيهة بالمتغيرات المستقلة ,و المتغيرات الداخلية شبيهة بالمتغيرات التابعة أو متغيرات النواتج .و المتغيرات الخارجية و كذلك الداخلية يمكن أن تكون ملاحظَة أو غير ملاحظَة و ذلك يتوقف على النموذج المفترض ,و في سياق النمذجة البنائية التي يخضع لها التحليل العاملي التوكيدي المتغيرات الخارجية تمثل مكونات فرضية(عوامل) و التي تُظهر تأثيراً على المتغيرات الأخرى الخاضعة للدراسة و غير متأثرة بأي متغير من متغيرات النموذج , و لذلك فهي متغيرات خارجية,أما المتغيرات الداخلية فهي تتأثر بالمتغيرات الخارجية و الداخلية الأخرى في النموذج .

كما أضاف (***Brown,2006,54*** أن المتغيرات الكامنة في التحليل العاملي التوكيدي يمكن أن تكون خارجية أو داخلية .فالمتغير الخارجي هو متغير غير متأثر بأي متغيرات أخرى في النموذج المفترض , و هى متغيرات مستقلة أو متغيرات منبئة سببية .و بالعكس المتغير الداخلي يكون متأثراً بواحد أو أكثر من المتغيرات في النموذج حيث أن متغير أو متغيرات أخرى في النموذج تخرج تأثيرات مباشرة على المتغير الداخلي و هى متغيرات تابعة أو متغيرات محكية أي نواتج ,و مع ذلك المتغير الداخلي يمكن أن يكون سبباً لمتغير آخر في النموذج (أي يمكن أن يكون متغيراً مستقلاً).

و يمكن توضيح كيفية افتراض النموذج كأولى خطوات التحليل العاملي التوكيدي من خلال المثال التالي:

قام باحث بتصميم مقياس في توجهات الأهداف يحتوي على 15 بنداً أو متغيراً ملاحَظاً موزعين على مكونين أحدهما الأهداف التعلمية ***learning goals*** و

الآخر الأهداف الأدائية ***performance goals***, و ذلك بناءً على نظرية دفيك***Dweck*** في توجهات الأهـداف ,و للتحقق من الصدق العاملي للمقياس قام الباحث بافتراض النموذج التالي:



و الذي يشير إلى افتراض تشبع 8 بنود على العامل الأول(الأهداف التعلمية ***L GOALS***) ,و افتراض تشبع 7 بنود على العامل الثاني(الأهداف الأدائية ***P GOALS***).

تدريب
صنِّف النموذج السابق من حيث :عدد المتغيرات الملاحَظة و عدد المتغيرات غير الملاحَظة و رتبة النموذج

النموذج المفترض في الدراسات و البحوث:

الدراسة	المحتوى الخاضع للتحليل	عدد المتغيرات الملاحَظة	عدد المتغيرات غير الملاحَظة	عدد المتغيرات الخارجية	رتبة النموذج
(*Williams et al.,2007*)	مقياس الضبط الذاتي	(24)[29]	6	6	الأولى
(*Mano & Osmon,2008*)	بطارية القدرات الإملائية الإدراكية البصرية	(14)[30]	4	1	الثانية
(هشام فتحي جاد الرب , 2006)	مقياس مركز الدراسات للاكتئاب	20	5	1	الثانية
(*Justicia et al.,2008*)	استبيان عمليات الدراسة	20	2	2	الأولى
(*Griffith et al.,2009*)	مقياس النمو بعد الإصابة	(21) [31]	1	1	الأولى

ملاحظتان

- كلما نجحنا في افتراض نموذج يتفق مع الأطر النظرية و الدراسات السابقة كلما سارت مؤشرات جودة المطابقة في اتجاه قبول النموذج.
- القيمة واحد الموضحة في الرسم هى إحدى طرق التعبير عن بارامترات النموذج بتثبيتها للقيمة واحد[32] .

29 افترض الباحث 3 نماذج بنائية للمقياس منها النموذج الحالي.
30 افترض الباحث 3 نماذج بنائية للمقياس منها النموذج الحالي.
31 افترض الباحث 5 نماذج بنائية للمقياس منها النموذج الحالي.
32 انظر الجزء 3-4 .

2-3 :مؤشرات جودة المطابقة *Goodness-of-Fit Indices* :

هي قيم تُستخدَم للحكم على قبول نموذج مفترض من عدمه ,و هناك العديد من مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في هذا الصدد و التي يٌظهرها برنامج ***AMOS*** أو برنامج ***LISREL*** أو أي برنامج آخر مختص بالتحليل العاملي التوكيدي,و لكن من مؤشرات جودة المطابقة التي أُستخدمت بواسطة عدد لا بأس به من الباحثين: مربع كا χ^2،و مؤشر جودة المطابقة ***Goodness Fit Index(GFI)*** ، و مؤشر جودة المطابقة المعدل ***Adjusted Goodness Fit Index(AGFI)*** ,و مؤشر لويس توكر ***Tucker-Lewis Index(TLI)*** , و مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ التقاربي ***The Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA)*** , ومؤشر المعلومات لأكيك ***Akaike Information Criterion(AIC)*** , ومؤشر الصدق المتوقع ***Expected Cross-Validated Index(ECVI)*** , و كل مؤشر له درجة قطع ***Cut-off Value*** أو ***Threshold Level*** يجب الوصول إليها أو اجتيازها لقبول النموذج في ضوئه , و هناك عدم اتفاق بين الباحثين على قيمة درجة القطع المستخدمة لكل مؤشر , و هى النقطة التي أشار إليها المؤلف في بحث سابق[33] إلا إنه يمكن تبني درجات القطع الموضحة في الجدول التالي :

مؤشر جودة المطابقة	قيمة درجة القطع المتبناة بواسطة المؤلف
χ^2/df	لكى يٌقبل النموذج يجب أن تقل قيمة حاصل قسمة مربع كا على درجات الحرية ***df*** عن 5
GFI	لكى يٌقبل النموذج يجب أن تساوي قيمة ***GFI*** 0.9 فما فوق .
AGFI	لكى يٌقبل النموذج يجب أن تساوي قيمة ***AGFI*** 0.8 فما فوق .

33 حجاج غانم(2010).دراسة سيكومترية لأساليب التعلم المقاسة في ضوء نموذج كولب.مجلة البحث في التربية و علم النفس بكلية التربية جامعة المنيا,23(1),101-204.

RMSEA	لكي يُقبل النموذج يجب أن تساوي قيمة ***RMSEA*** 0.06 فأقل .
TLI	لكي يُقبل النموذج يجب أن تساوي قيمة ***TLI*** 0.9 فما فوق .
AIC	لكي يُقبل النموذج يجب أن تقل قيمة المؤشر للنموذج المفترض عن قيمته للنموذج المشبع
ECVI	لكي يُقبل النموذج يجب أن تقل قيمة المؤشر للنموذج المفترض عن قيمته للنموذج المشبع

و يشير (***Arbuckle,1997***) في دليل أموس ***AMOS*** إلى أن النموذج المشبع هو أفضل نموذج ممكن ،فهو نموذج مفرغ ***vacuous*** من أية قيود ***constraints*** للدرجة التي تمكنه من ملائمة أية مجموعة من البيانات ملائمة تامة ،و يوجد نموذج عكسه تماما يسمى النموذج المستقل الذي يعتبر أسوأ نموذج ممكن بحيث لا يمكنه ملائمة أية مجموعة من البيانات.

ملاحظات

- يؤدي الاختلاف حول قيمة درجة القطع المقبولة لمؤشر جودة المطابقة إلى وجود ذاتية لدى بعض الباحثين في تبني درجة القطع التي تشير إلى قبول النموذج المفترض,مما يستلزم من الخبراء و المتخصصين في هذا المجال توحيد درجات القطع .
- هناك بعض مؤشرات جودة المطابقة التي يمكن عن طريقها التعرف على الفرق بين نموذجين بنائيين لمعرفة أيهما أفضل من الآخر و من هذه المؤشرات (***ΔAIC ,ΔECVI,ΔRMSEA,ΔTLI, Δ*** X^2) **حيث *Δ*** ترمز للفرق ,و هنا يمكن القول أنه قد يكون النموذجان متداخلين ***nested*** ,أو غير متداخلين ***non-nested*** ,فلقد أوضح (***Keith et al.,2006,115***) أن النماذج المتداخلة هي النماذج التي يعتمد بنائها على بعضها البعض بحيث يكون هناك بنود مشتركة أو عوامل مشتركة بين النموذجين الخاضعين للاختبار بحيث أن أحدهما يكون متداخلاً***nested*** في الآخر ،و من أمثلة ذلك عندما تتم المقارنة بين النموذج ذي العامل الواحد لمقياس وكسلر و النموذج ذي العوامل الأربعة لنفس المقياس فالنموذجين يحتويان على نفس الأبعاد ،و لكن الهدف هو مقارنة حلين عاملين مختلفين لنفس المقياس ، أما النماذج غير المتداخلة

non-nested models فهي النماذج المستقلة عن بعضها البعض أي لا يعتمد أحدهما على الآخر و من أمثلة ذلك عند مقارنة نموذجين بنائيين لمقياسين مختلفين مثل مقياس وكسلر و مقياس كاتل .

o للمقارنة بين النموذجين المتداخلين تُستخدم (ΔX^2) ,و للمقارنة بين النموذجين غير المتداخلين يمكن استخدام (***ΔAIC ,ΔECVI,ΔRMSEA,ΔTLI***) بحيث أن النموذج الذي يحظى بقيمة أقل في المؤشر يكون أفضل من الآخر .

3-3 : طرق تقدير بارامترات النموذج ***Estimation Methods of Model Parameters***:

وجدنا في التحليل العاملي الاستكشافي أن هناك العديد من الطرق و التي من خلالها يمكن استخلاص العوامل , و عرضنا أهم هذه الطرق و أكثرها انتشاراً و هى طريقة المكونات الأساسية , و التي تعد الخيار الافتراضي لمعظم البرامج الإحصائية الالكترونية ,و نجد أيضاً هناك العديد من الطرق التي تستخدم في التحليل العاملي التوكيدي و التي تسمى طرق تقدير معالم أو بارامترات النموذج و من هذه الطرق طريقة الأرجحية العظمي ***ML : maximum likelihood*** ,و طريقة المربعات الصغرى العامة ***GLS:generalized least square*** , و طريقة التوزيع المتحرر من الاعتدالية ***ADF : aseptically distribution free*** و التي تسمى أيضاً طريقة المربعات الصغرى الموزونة ,و طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة ***ULS :un weighted least square*** ,و طريقة المربعات الصغرى المتحررة من مستوى القياس ***SLS :scale free least square*** ,و غيرها من طرق التقدير الأخرى و التي تستخدم في تقدير بارامترات النموذج و نعنى ببارامترات النموذج تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العوامل و كذلك الارتباطات بين العوامل و البنود و كذلك تباينات الخطأ و غيرها من البارامترات .

و تعد طريقة الأرجحية العظمى أشهر هذه الطرق و أكثرها انتشاراً و هي الخيار الافتراضي لمعظم البرامج الإحصائية للنمذجة البنائية و منها برنامجا ***LISREL*** و ***AMOS*** .

و لقـد تحـدث العديـد مـن العلـماء و البـاحثين عـن طـرق التقـدير في النمذجـة البنائيـة, فلقـد أشار(*Schumacker& Lomax,2004,61*) إلى أن هناك طرق مختلفة لتقدير البارامترات في نمـوذج المعادلـة البنائية , فالمطلوب الحصول على تقديرات لكل من البارامترات المحددة في النموذج و التـي تنـتج قـيماً لبارامترات المصفوفة النظرية قريبة بقدر الإمكـان مـن المـصفوفة الملاحَظـة بحيـث يكـون نـاتج طـرح المصفوفتين يساوى صفر و بالتالي مربع كا يساوي صفر و الذي يعنـي ملائمـة تامـة للبيانـات .و تـشمل عملية التقدير استخدام دالة ملاءمة خاصة لتقليل الفرق بـين المـصفوفتين .و هنـاك العديـد مـن دوال الملاءمة أو إجراءات التقدير المتاحـة .بعـض الطـرق تـشمل ***ULS*** و ***GLS*** و ***ML*** .تقـديرات ***ULS*** تعتـبر ثابتة و لـيس لـديها افتراضـات توزيعيـة أو اختبـارات إحـصائية مرتبطـة و هـى تعتمـد عـلى مـستوى القياس.أما طريقة ***ML*** و طريقة ***GLS*** فهما متحررتان من مستوى القياس و الذي يعنـي أننـا لـو حولنـا مستوى القياس لمتغير أو أكثر من متغيراتنا الملاحظة ,المتغيرات المحولة و غير المحولة سـتنتج تقـديرات مرتبطة , كما أن كل من طريقتـى ***ML*** و ***GLS*** تتطلبـان عينـة كبـيرة لتحقيـق عـدم التحيـز و تفترضـان الخطية و الاستقلالية .

و فيما يتعلق بطريقة المربعات الصغرى غير الموزونة أوضح(*Long,1992,57*) أن طريقة ***ULS*** تعتبر غـير متحيزة للعينات الكبيرة و لا تتطلب افتراضات عن التوزيع و الذي يعتبر ميـزة لهـذه الطريقـة ,و لكـن يؤخذ عليها شيئان أولهما عدم وجود اختبارات إحصائية مرتبطة بها في النموذج العاملي التوكيدي ,كـما أنها تعتمد على مستوى القياس أي أن نتائجها تختلف إذا غيرنا وحدات القياس .

و تحـدث (*Curran et al.,1996,17*) عـن طريقـة الأرجحيـة العظمـى (*ML*) و بـديل لهـا عنـدما أشـاروا إلى أن طريقـة ***ML*** تعـد أشـهر طـرق تقـدير البـارامترات في نمـاذج التحليـل العـاملي التوكيـدي , و هـى تعتمـد عـلى النظريـة المعياريـة , و تقريبـاً كـل الحـزم الإحـصائية تـستخدم طريقة ***ML*** كخيار افتراضي في طرق التقدير , و مـن هـذه الـبرامج برنـامج ***EQS*** المعـد بواسـطة ***Benteler*** عام 1989 ,و برنامج ***LISREL*** المعد بواسطة ***Joreskog & Sorbom*** عام 1993 , و برنـامج

PROC CALIS المعـد بواسـطة مؤسـسة ***SAS*** عـام 1990 ,و برنـامج ***RAMONA*** المعـد بواسـطة ***Browne,Mels & Coward*** عام 1994 .و تحت افتراض الاعتدالية و التحديد الـصحيح للنمـوذج و حجـم عينة كاف تنتج طريقة ***ML*** تقديرات للبـارامترات و أخطـاء معياريـة غـير متحيـزة و ثابتـة و هـذا مـا أوضحه ***Bollen*** عام 1989.و في حالة عدم توفر شرط الاعتدالية لا يمكن استخدام طريقـة ***ML*** و البـديل هو طريقة ***ADF*** المتحررة من التوزيع , و هى طريقة أنشئت على يد ***Browne*** عامى 1982 و 1984 , و هى أيضاً طريقة متاحة في بعض برامج الكمبيوتر الإحـصائية مثـل برنـامج ***EQS*** , و برنـامج ***LISREL*** و برنـامج ***RAMONA*** و كـذلك برنـامج ***LISCOMP*** المعـد بواسـطة ***Muthen*** عـام 1987, فهـي طريقـة لا تتطلب الاعتدالية للبيانات .

كما أضاف(***Graham&Naglieri,2003,617***) نقلاً عن ***Hu*** و زملاؤه متغير حجم العينة عندما أشارا إلى أنه عند توفر شرط الخطية فإن كل من طريقتي ***ML*** و ***scaled ML*** تؤدى أفضل مع أحجام عينة فـوق 500 ,و عندما يكون حجم العينة أقل من 500 تؤدي طريقة ***GLS*** أفـضل بـصورة طفيفـة ***slightly*** ,أمـا عنـد عدم توفر الخطية فإن طريقتي ***ML*** و ***GLS*** تؤديان أفضل عند أحجام عينة 2500 فأعلى.

كما تحدث (***Kline,2005,176***) عن طريقتي المربعات الصغرى العامـة ***GLS*** ,و المربعـات الـصغرى غـير الموزونة ***ULS*** عندما أوضح أنهما تعتمدان على محك المربعات الصغرى ,فطريقة ***ULS*** تستلزم أن تكون كل المتغيرات الملاحَظة لها نفس التدريج أو مستوى القياس فهي غير متحررة من مستوى القياس , ,أمـا طريقة ***GLS*** فهي ضمن عائلة كبيرة من طرق التقدير تعرف بالمربعات الصغرى الموزونة و بعض الطرق في هذه العائلة يستخدم في حالة البيانات البعيدة بدرجة حادة عن الخطية ,و هى عكس طريقـة ***ULS*** فهي متحررة من مستوى القياس ***scale-free*** , كما أنها تتسم بثبات مـستوى القيـاس ***scale-invariant*** و تحت افتراض الخطية يعطيا طريقتا ***GLS*** و ***ML*** نتائج متقاربة .

كـــما تحـــدث (***Kline,2005,158-159***) عـــن طريقـــة الأرجحيـــة العظمـــى ***ML*** عنـــدما أوضـــح أنهـــا بـــصفة عامـــة متحـــررة مـــن مـــستوى القيـــاس و ثابتـــة أيـــضاً بالنـــسبة

لمستوى القياس ,و التحرر من مستوى القياس يعني لو تَّم تحويل مستوى القياس للخطية يمكن تحويل البارامتر المقدر للمتغير المحول جبرياً للمصفوفة الأصلية ,أما ثبات مستوى القياس فيعني أن قيمة دالـة المطابقة لطريقة *ML* في عينة معينة تظل كما هى بغض النظر عن مستوى قياس المتغيرات الملاحظة .

كما أضاف (*Brown,2006,75-76*) أن طريقة *ML* بالرغم من شهرتها لها بعض القيود منها أنه لـو لم يـتم تحديد النموذج تحديداً صحيحاً تؤدى إلى حلول مزيفة كـما أنهـا تتطلـب بعـض الافتراضـات مثـل كـبر حجم العينة *asymptotic* و اتصال مستوى القياس أي من النوع الفترى و التوزيع يكون اعتدالياً ,فعـدم اعتدالية التوزيع تؤثر على تقدير بارمترات النموذج مثل قيم التشبعات و تـؤدى الى زيـف في الأخطـاء المعيارية و عدم صحة الاختبارات الإحصائية و أداء فقـير لاحـصاءة مربـع كـا , و إذا زادت حـدة عـدم الاعتدالية ستنتج *ML* تقدير بارامترات غير صحيحة , وإذا كان واحد أو أكثر من المتغـيرات الملاحَظـة ذا مستوى قياس اسمي أو كان التوزيع غير اعتدالي بدرجة حادة هنـا لا يمكـن اسـتخدام *ML* , و في هـذه الحالة يفضل استخدام طريقة *WLS* و التي تعرف أيضاً بــطريقة *ADF* , كـما يمكـن اسـتخدام طريقـة *ULS* أيضاً , كما أن طريقة *WLS* يمكن استخدامها في حالة البيانات المتصلة و التوزيعات غير الاعتدالية .

كما تحدث (*Mîndril, 2010,2*) عن طريقة الأرجحية العظمى *ML* ,فأشـار إلى أنهـا تعتـبر أشـهر طـرق التقدير,و تأتي شهرتها من منطلق أنها خيار افتراضي في برنامج *LISREL* , ,و بارامترات النموذج المتحصل عليها بواسطة هذه الطريقة تزيد احتمالية ملاحَظة بيانات المتغير إذا تم جمع البيانات مرة أخرى مـن المجتمع , و طريقة التقدير هذه يُنصح بها مقارنة بطرق التقـدير الأخـرى التـي تعتمـد عـلى النظريـة المعيارية *Normal Theory* لأن نتائجها أقل زيفاً عندما يُساء تحديد النموذج .

و يمكن توضيح كيفية اختلاف مؤشرات جودة المطابقة للنموذج باختلاف : طرق التقدير و حجم العينة و صحة تحديد النموذج , من خلال عرض جانـب مـن نتـائج دراسـة(*Fan et al.,1999*) كـما في الجـدول التالي:

صحة النموذج و حجم العينة / مؤشر جودة المطابقة و طرق التقدير		***GFI***		***AGFI***	
		ML	***GLS***	***ML***	***GLS***
نموذج صحيح	100	0.93	0.99	0.88	0.88
	200	0.96	0.96	0.94	0.94
	500	0.98	0.98	0.97	0.98
	1000	0.99	0.99	0.99	0.99
نموذج خاطئ بصورة طفيفة	100	0.88	0.90	0.81	0.84
	200	0.91	0.94	0.86	0.90
	500	0.93	0.96	0.90	0.93
	1000	0.94	0.96	0.90	0.94
نموذج خاطئ بصورة متوسطة	100	0.75	0.88	0.62	0.81
	200	0.77	0.91	0.65	0.87
	500	0.78	0.93	0.67	0.90
	1000	0.79	0.94	0.67	0.91

كما يمكن توضيح تأثير اختلاف طرق تقدير معالم النموذج (***ML , GLS,ULS***) على قيمة مربع كا لعينة(500) و لنموذج محدد تحديداً صحيحاً من خلال الجدول التالي المأخوذ من (عبد الناصر السيد عامر,2004) :

ULS	GLS	ML
(0.00)155.7	(0.06)136.1	(0.03)141.5

حيث أن الرقم خارج القوس هو قيمة مربع كا ,و الرقم داخل القوس هو مستوى دلالة مربع كا .

طرق التقدير في الدراسات و البحوث:

دراسة (*Olsson et al.,2000*)	
طرق التقدير	***ML , GLS , WLS***
أســاليب جمــع البيانات	بيانات توليدية[34].
شروط متفاعلة مع طرق تقدير	الخطية(11 مـستوى مـن مـستويات التفـرطح) -حجـم العينـة(100-250-500-1000-2000)-صحة تقدير النموذج(نموذج صحيح -3 نماذج خاطئة[35])
الـنماذج الخاضـعة للتحليل	أربعة نماذج منها نموذج صحيح و 3 نماذج خاطئة متداخلة (7 عوامل من الدرجة الأولى و 12 متغيراً ملاحَظاً).
النتائج	منها: طريقة ***GLS*** تستلزم نماذج محددة تحديداً صحيحاً و لكنها تـسمح لأحجـام العينات الصغيرة أن تؤدى أداءً أفضل .كما أن طريقة ***WLS*** تـستلزم أيـضاً نمـاذج محددة تحديداً صحيحاً و لكنها عكس طريقتى ***GLS*** و ***ML*** تستلزم عينات كبـيرة لتؤدى أفضل .و على عكس الـتراث طريقـة ***ML*** غـير حـساسة للتبـاين في درجـة اعتدالية البيانات.

34 لا توجد أساليب جمع بيانات و إنما بيانات توليدية data generation processes باستخدام الكمبيوتر.

35 النموذج الصحيح هو النموذج الذي يتفق مع الواقع النظري ,أما النموذج الخاطئ هو نموذج لا يتفق مع الواقع النظري و هذا يـتم بإضـافة مسارات خاطئة أو حذف مسارات صحيحة من النموذج .

دراسة (***Forero et al.,2009***)	
طرق التقدير	***DWLS(diagonally weighted least squares) , ULS***
أســـاليب جمـــع البيانات	بيانات توليدية.
شروط متفاعلة مع طرق تقدير	324 ظرف مختلف:3 حجم العينـة(200-500-2000) ×2 مـستوى مـن تعدديـة العوامل(عامـل واحـد-ثلاثـة عوامـل)×3 طـول الاختبـار(9-21-42)×3 تـشبعات للعوامل(0.4, 0.6, 0.8) ×6 أنماط من البنـود(3 بنـود ثنائيـة البـدائل,و 3 بنـود خماسية البدائل بمستويات مختلفة من الالتواء و التفرطح لكل بند).
الـنماذج الخاضـعة للتحليل	3 نماذج متعامدة بستة مستويات لعدد المتغيرات الملاحَظـة الممثلـة لكـل عامـل (3-7-9-14-21-42) .
النتائج	منها: بصفة عامة طريقة ***ULS*** تعطي نتائج أكثر دقة مقارنـة بطريقـة ***DWLS*** في حالـة البيانـات الرتبيـة .و لكـن يجـب تجنـب الـشروط التاليـة :عـدد أقـل مـن المتغيرات الملاحَظة(3) لكل عامل –البنود الثنائية-التشبع المنخفض أقـل مـن 0,4 -التواء عال≥1,5 –حجم عينة صغير يتراوح حول 200 .

دراسة (***Fan et al.,1999***)	
طرق التقدير	***ML , GLS***
أســـاليب جمـــع البيانات	بيانات توليدية

شروط متفاعلة مع طرق تقدير	حجم العينة (100-200-500-1000) –صحة تحديد النموذج(نموذج صحيح-نموذج خاطئ بصورة طفيفة-نموذج خاطئ بصورة متوسطة)
النماذج الخاضعة للتحليل	3 نماذج :نموذج صحيح و نموذجان خاطئان بأحجام مختلفة من العينات,النموذج الأساسي عاملان مرتبطان و 6 متغيرات ملاحَظة
النتائج	منها: اختلاف طريقة التقدير يؤثر بصورة قوية على قيم مؤشرات جودة المطابقة ,و هذا التأثير يبدو غير واضح في حالة النماذج الصحيحة و الخاطئة بصورة طفيفة أما النماذج الخاطئة بصورة أشد فيتضح هذا التأثير بصورة قوية .

دراسة (*Mîndril, 2010*)	
طرق التقدير	***ML, DWLS***
أساليب جمع البيانات	بيانات توليدية.
شروط متفاعلة مع طرق تقدير	(بيانات خطية متصلة -بيانات خطية غير متصلة ثلاثية التصنيف-بيانات غير خطية غير متصلة ثلاثية التصنيف- بيانات خطية غير متصلة سباعية التصنيف-بيانات غير خطية غير متصلة سباعية التصنيف)
النماذج الخاضعة للتحليل	منها: 5 نماذج كل نموذج 4 عوامل مرتبطة و 20 متغير ملاحَظ (كل عامل تتشبع عليه 5 متغيرات) , و النماذج الخمسة منها نموذج لديه خصائص المنحنى الطبيعي و البيانات المتصلة و هو النموذج الذي يعبر عن الحالة المثالية ,و

	النماذج الأربعة الأخرى تتكون من بيانات رتبية اثنان منهم ثلاثية التصنيف (توزيع طبيعي -توزيع غير طبيعي) و الاثنان الآخران سباعية التصنيف(توزيع طبيعي- توزيع غير طبيعي).
النتائج	منها : طريقة ***ML*** تعطي نتائج دقيقة عندما تكون البيانات متصلة و موزعة توزيعاً طبيعياً,و في المقابل تعطي طريقة ***DWLS*** تقديرات بارامتر أكثر دقة في حالة انتهاك شرطي الاتصال و المعيارية .

دراسة (***Curran et al.,1996***)	
طرق التقدير	(***ML*** , ***ADF*** ,***SB***(***Satorra-Bentler rescaled***
أساليب جمع البيانات	بيانات توليدية.
شروط متفاعلة مع طرق تقدير	تحديد النموذج (صحيح-خاطئ) -حجم العينة(100-200-500-1000) – الخطية(خطي-غير خطي بدرجة معتدلة-غير خطي بدرجة حادة).
النماذج الخاضعة للتحليل	4 نماذج كل نموذج ثلاثي العوامل المرتبطة ,و 3 متغيرات ملاحَظة لكل عامل , منها اثنان محددان تحديداً صحيحاً و اثنان محددان تحديداً خاطئاً تحت ظروف متنوعة من الخطية و حجم العينة.
النتائج	منها: طريقتا ***ML*** و ***SB*** تعطى بيانات غير زائفة تحت النماذج المحددة تحديداً صحيحاً و التوزيعات الاعتدالية و كل أحجام العينات ,بينما طريقة ***ADF*** تعتبر زائفة و متحيزة في كل الظروف ما عدا أحجام العينات الكبيرة .

دراسة (عبد الناصر عامر,2004)	
طرق التقدير	***ULS* , *GLS* , *ML***
أساليب جمع البيانات	بيانات مأخوذة من دراسة سابقة لنفس الباحث
شروط متفاعلة مع طرق تقدير	تحديد النموذج(تحديد صحيح-تحديد خاطئ بدرجة خفيفة-تحديد خاطئ بدرجة متوسطة-تحديد خاطئ بدرجة شديدة)-حجم العينة(50-100-200-250-500).
النماذج الخاضعة للتحليل	نموذج واحد مكون من 6 عوامل مرتبطة يتشبع عليها 17 متغير ملاحَظ ,بمعدل 3 متغيرات ملاحَظة لكل عامل باستثناء عامل واحد يتشبع عليه متغيران ملاحَظان .
النتائج	منها:مؤشرات جودة المطابقة المطلقة(***GFI* , *AGFI,RMSEA***) لا تختلف قيمها باختلاف طرق التقدير الثلاث الخاضعة للدراسة ,أما المؤشرات المتزايدة (***CFI,NNFI,NFI***) تختلف باختلاف طرق التقدير .كما أن طريقتي التقدير ***ML*** و ***ULS*** أكثر حساسية لسوء تحديد النموذج من طريقة ***GLS***.و مؤشر ***RMSEA*** تكون قيمته أكثر استقراراً باستخدام ***ULS*** في حالة حجم عينة 200 فأكثر .

ملاحظات
o الشروط المطلوب توافرها لاستخدام طرق تقدير بارامترات النموذج لا يتم مراعاتها بدرجة أو بأخرى في الدراسات و البحوث . o هناك خصائص كثيرة تتفاعل مع بعضها البعض لتؤثر على بارامترات النموذج المتحصل عليها , و كذلك على مؤشرات جودة المطابقة و من هذه

الخصائص على سبيل المثال و ليس الحصر:نوع طريقة التقدير-حجم العينة -توزيع البيانات-مستوى القياس-صحة تحديد النموذج .

- في معظم الدراسات و البحوث التي تعرضت لطرق تقدير البارامترات في النمذجة البنائية تم توليد البيانات باستخدام الكمبيوتر و هذا بسبب كبر حجم العينة (و الذي يصل إلى 2000 حالة في جانب من هذه الدراسات) .

4-3 : قيود البارامترات:

أوضح كل من(*Raykov& Marcoulides,2006,17-21*) أن هناك 3 أنواع من بارامترات النموذج و التي تعد مهمة في إدارة تحليل النمذجة البنائية, و هي بارامترات حرة و بارامترات مثبتة و بارامترات مقيدة .و كل البارامترات يتم تحديدها بالاعتماد على 6 قواعد هى: كل التباينات للمتغيرات المستقلة تعتبر بارامترات في النموذج -كل الارتباطات بين المتغيرات المستقلة تعتبر بارامترات في النموذج إلا إذا دعت النظرية لعدم وجود علاقة أو وجود ارتباط بقيمة معينة-كل تشبعات العامل التي تربط الكامن بالمؤشر تعتبر بارامترات بالنموذج إلا إذا دعت النظرية بعدم وجود تشبع ,أو كان هذا التشبع يساوى قيمة معينة –كل معاملات الانحدار بين المتغيرات الملاحظة أو الكامنة تعتبر بارامترات نموذج إلا إذا دعت النظرية بعدم وجود انحدار أو كان هذا الانحدار يساوي قيمة معينة-تباينات المتغيرات التابعة و الارتباطات بينهم و كذلك الارتباطات بين المتغيرات المستقلة و المتغيرات التابعة ليست بارامترات نموذج لأن هذه القيم ممثلة في بارامترات أخرى للنموذج–لكل متغير كامن متضمن في النموذج آلية قياس ***metric*** يجب أن تُحدد لعدم وجود مقياس طبيعي لأي متغير كامن بعكس المتغير الملاحَظ, و إذا لم تُحدد آلية القياس للمتغير الكامن سيظل مقياسه غير محدد و بالتتابع سيؤدي هذا لمشكلات متعلقة بتقدير النموذج و بارامترات غير محددة , فلكل متغير كامن مستقل متضَمن في النموذج آلية القياس يمكن تثبيتها بإحدى طريقتين متكافئتين لهذا الغرض إما تباينه يؤسس ليكون مقدار ثابت عادة القيمة 1 أو مسار خارج من المتغير الكامن مؤسس

ليكون أيضاً مقدار ثابت قيمته 1 .بالنسبة للمتغيرات الكامنة التابعة هذا التثبيت القياسي ***metric fixing*** يتحقق بتأسيس مسار خارج من المتغير الكامن قيمته تساوي 1 .

كما أوضح (***Brown,2006,237***) أن البارامترات في التحليل العاملي التوكيدي يمكن أن تُقدر بصورة حرة أو مثبتة أو مقيدة .البارامتر الحر غير معروف ,و الباحث يسمح للتحليل بإيجاد قيمته المثالية و التي تقلل الفروق بين المصفوفتين الملاحَظة و المنبئة.البارامتر المثبت يعاد تحديده بواسطة الباحث لكى يكون قيمة معينة و بصورة شائعة إما 1 أو 0 .أما البارامتر المقيد مثل البارامتر الحر فهو غير معروف و مع ذلك ليس حراً لتحديد أي قيمة و لكن تحديد قيود معينة على القيم التي ستُحدد ,و أشهر شكل شائع للبارامترات المقيدة هى القيود المتساوية و التي فيها البارامترات تُقَيَّد لتكون متساوية في القيم.

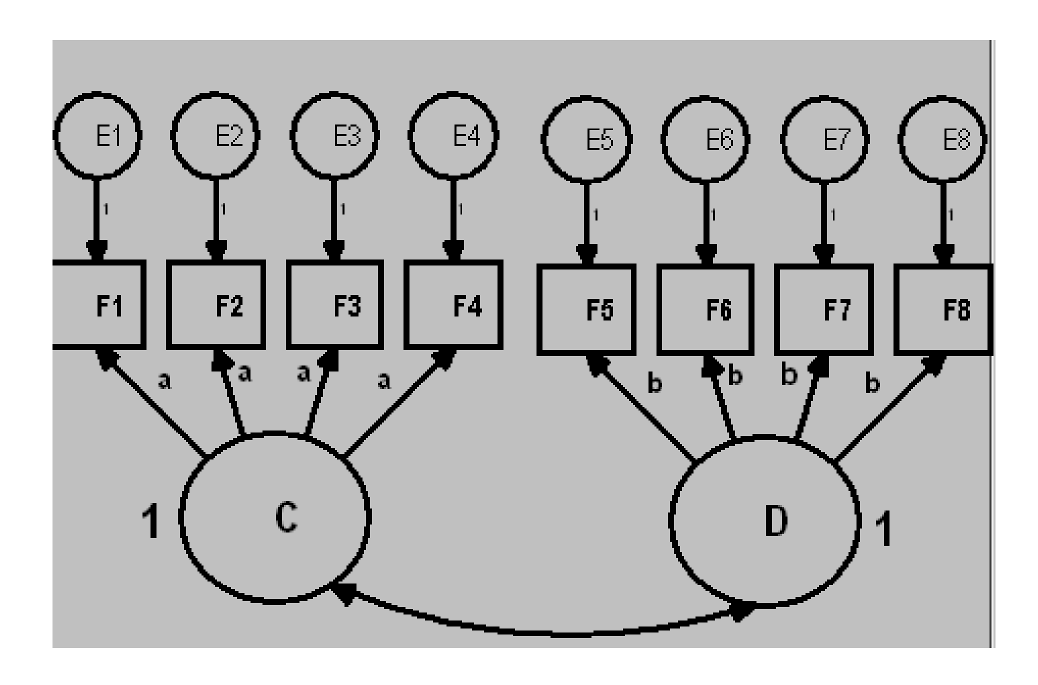
كما أضاف كل من(***Wegener & Fabrigar,2000,420***) بالقول أن الخطة الأولى في تنفيذ ***CFA*** هو تحديد النموذج لكى يكون خاضعاً للاختبار , حيث يصبح لزاماً على الباحث أن يحدد النموذج رياضياً بتوضيح أي البارامترات حرة و هى البارامترات بقيم غير معرفة و تقدر من البيانات و تشمل التشبعات و التباينات الخاصة(أخطاء القياس) و الارتباطات البينية بين العوامل ,و أي البارامترات مثبتة و هى التي تثبت على قيمة رقمية معينة ,و أي البارامترات مقيدة و هى قيم غير معروفة و لكن ينبغي أن تكون محددة بعلاقة رياضية معينة ببارامتر أو أكثر .

و سار في نفس الاتجاه(***Waltz et al.,2010,172***) عندما أشاروا إلى أن البارامترات في التحليل العاملي التوكيدي يمكن أن تكون حرة أو مثبتة أو مقيدة ,البارامترات الحرة قيمها غير معروفة و ينبغي أن تُقدَّر, بينما البارامترات المثبتة تؤسس على قيمة ثابتة بواسطة الباحث و لا تُقدَّر ,أما البارامترات المقيدة فهي تُقيَّد لتكون كلها ثابتة و ينبغي أن تُقدَّر , فربما يفترض مؤسس الاختبار أن كل التشبعات على العامل متساوية و الذي يسمى ***tau-equivalent measure*** ,أو ربما يفترض الباحث أن الارتباطات بين كل عاملين متساوية .فالمتغيرات

المقيدة ليست مثبتة بصورة كلية لأنه ينبغي أن تقدر ,و ليست حرة بصورة كلية لأنها مقيـدة بخاصـية التساوي , و استكمالاً لذلك أوضح أن كل متغير كامن ينبغـي أن يكـون لـه آليـة قيـاس ***measurement scale set***, و هذا ضروري لأن المتغيرات الكامنة ليست ملاحَظة و لذلك ليس لها مقيـاس ,و عـادة يـتم عمل هذا النظام القياسي بجعل تشبع مؤشر واحد (متغير ملاحَظ) لكل متغير كـامن يـساوي 1 ,و هـذا يعني أنه بزيادة نقطة واحدة في العامل يأتي انعكاساً في زيادة نقطة واحدة في المـؤشر المرجعـي .هـذه العملية في تأسيس المقياس ***setting the scale*** تخفض عدد البارامترات التي سوف تُقدَّر .

و تأييداً لذلك أوضح(***Schumacker & lomax,2004,60***) أنه للتغلب على مشكلة قياس المتغير الكامن إما نضع تشبع لمؤشر واحد فقط مقداره 1 ,أو نضع تباين كل متغير كامن بـ 1 , و ذلك سيتغلب على عدم الحتمية ***indeterminacy*** بـين تبـاين المتغـير الكـامن و تـشبعات المتغـيرات الملاحَظـة عـلى هـذا المتغـير الكامن.

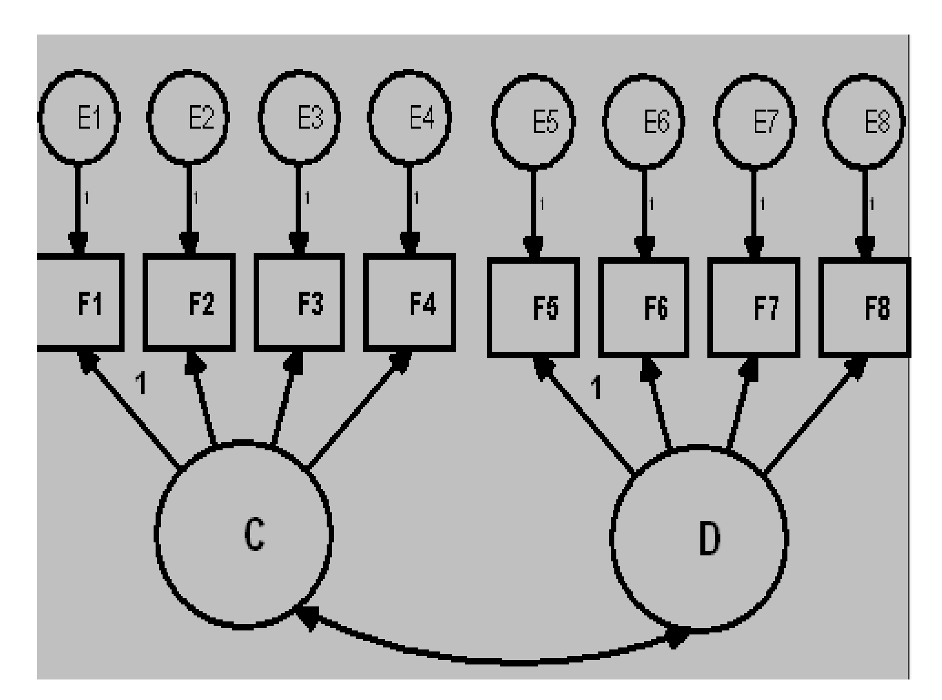
و يمكن توضيح البارامترات من خلال الشكل التالي:



يحتوى الشكل السابق على :

- 9 بارامترات حرة هى: بارامتر (الارتباط بين المتغيرين الكامنين ***C* , *D***) ,و 8 بارامترات لتباينات الأخطاء الثمانية (***E1 to E8***) فهذه البارامترات التسعة يقوم التحليل الإحصائي بحسابها و لذلك فهى حرة .
- 10 بارامترات مثبتة تم تحديدها على النموذج و هى :8 تشبعات للأخطاء الثمانية على المتغيرات الملاحَظة الثمانية و هى مثبتة لـ1 ,و أيضاً تباينا العاملين المفترضين مثبتان لـ1 لعمل تأسيس قياسي للمتغيرين الكامنين.
- 8 بارامترات مقيدة و هى تشبعات المتغيرات الملاحَظة الثمانية على العاملين المفترضين حيث تم قيدهم بحيث تتساوى تشبعات المتغيرات الملاحَظة المتشبعة على نفس العامل .

أما في حالة عدم تقييد البارامترات و جعلها حرة يصبح الشكل كالتالي:



و في هذه الحالة يصبح هناك:

- 17 بارامتر حر: بارامتر (الارتباط بين المتغيرين الكامنين ***C , D***) ,و 8 بارامترات لتباينات الأخطاء الثمانية ***E1 to E8*** , و تباينا المتغيرين الكامنين ,و تشبعات المتغيرات الملاحظة الستة , و ذلك بعد استبعاد تشبعي المتغيرين الملاحَظين الذين تم تثبيتهما لـ 1, فهذه البارامترات السبعة عشر يقوم التحليل الإحصائي بحسابها و لذلك فهي حرة .

- 10 بارمترات مثبتة تم تحديدها على النموذج و هى :8 تشبعات للأخطاء الثمانية على المتغيرات الملاحَظة الثمانية و هى مثبتة لـ1 ,و أيضاً تشبعا المتغيرين الملاحَظين الذين تم تثبيتهما لـ 1 .

البارامترات الحرة و المثبتة و المقيدة في الدراسات و البحوث:

دراسة (هشام فتحي جاد الرب,2006)	
المحتوى الخاضع للتحليل	مقياس مركز الدراسات الوبائية للاكتئاب
البارامترات الحرة	منها تباينات 4 عوامل من الدرجة الأولى
البارامترات المثبتة	منها تباينات 24 متغير خطأ ,و التي تم تثبيتها لواحد .
البارامترات المقيدة	قام في أحد النماذج بوضع قيود تَساوي قيم تقديرات بارامترات تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العوامل

دراسة (*Mano & Osmon,2008*)	
المحتوى الخاضع للتحليل	مقياس قدرات القراءة البصرية الإدراكية
البارامترات الحرة	منها تشبعات 14 متغير ملاحَظ على 3 عوامل منها(6 على العامل الأول-3 على العامل الثاني-5 على العامل الثالث).
البارامترات المثبتة	منها تباين العامل الوحيد في النموذج(من الدرجة الثانية) حيث تم تثبيته لواحد
البارامترات المقيدة	لا توجد بارامترات مقيدة

دراسة (*Pandolfi et al.,2009*)	
المحتوى الخاضع للتحليل	مقياس المعايير القومية المطلوب توافرها لدى المعلم المبتدئ
البارامترات الحرة	منها الارتباطات بين العوامل الثلاثة في النموذج
البارامترات المثبتة	منها تباينات العوامل الثلاثة و التي تم تثبيتها لواحد
البارامترات المقيدة	لا توجد بارامترات مقيدة

دراسة (*Lim et al.,2007*)	
المحتــوى الخاضــع للتحليل	مقياس اضطراب حدة الهلع
البارامترات الحرة	منها تباينات العوامل المفترضة
البارامترات المثبتة	منها تباينات الأخطاء و التي تم تثبيتها لواحد .
البارامترات المقيدة	تم تقييد تشبعات البنود على العوامل المفترضة لتكون متساوية

ملاحظات

- يتم تقييد البارامترات بناءً على خلفية نظرية تؤيد ذلك .
- البارامترات الحرة و التي تُترك للبرنامج الإحصائي لتحديدها تعتبر من خصائص النموذج و معالمه التي تعطي ملامح تفسيرية للنموذج .
- يتم تثبيت البارامترات المرتبطة بالمتغيرات الكامنة(غير الملاحَظة) أو (غير المقاسة) لإكسابها صفة القياس حتى يكون النموذج المفترض قابل للمعالجة.

5-3 : مؤشرات التعديل *Modification indices* و الصورة النهائية للنموذج:

النموذج النظري الذي يتم اختباره قد لا يحظى بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة ,و هنا يتوفر للباحث خيارات تعديل للوصول إلى أفضل نموذج يمكن من خلاله تحقيق أفضل مؤشرات جودة مطابقة , و يتم إجراء هذا التعديل وفقاً لما يسمى مؤشرات التعديل و هى مرتبطة بالبارامترات المثبتة أو المقيدة بعد تحريرها .

فلقد أوضح (***Schumacker & Lomax ,2004,163***) أن الخطوة النهائية في نمذجة المعـادلات البنائيـة هـو تعديل النموذج الذي يحظى بمؤشرات جودة ملاءمة ضعيفة , و هو مـا يـسمى بمـؤشرات التعـديل , و يحدث هذا عندما يكتشف الباحث أن ملائمة النموذج أقل مما هو مرضي .

كما أضاف(***Long,1992,69***) نقلاً عن ***Joreskog & Sorbon*** عام 1981 بالقول أن مـؤشر التعـديل مـساوي للتناقص المتوقع في مربع كا لو قيد وحيد تم تحريره ,و التناقص الحقيقي في مربع كا يكـون أعـلى مـن القيمة المحددة(4)[36] ,و لا يتم عرض القيم الأصغر ,و التحسن الأكبر في ملائمـة النمـوذج يـتم الحـصول عليه من تحرير البارامتر مع أعلى مؤشر تعديل . و سبب اختيار القيمة 4 كحد فاصل لتعديل النمـوذج هـو أن تحرير بارامتر وحيد ينتج تناقص درجة واحدة في درجات الحرية, فلـو قيمـة مـؤشر التعـديل لبـارامتر لم تتعدى 3,84 فإن القيمة الحرجة لمربع كا عند مستوى 0,05 مع درجـة حريـة وحيـدة لم يعطـي تحـسن في النموذج من تحرير هذا البارامتر ,و على ذلك التحسن يبدأ من مؤشر تعديل لا يقل عن 4 [37].

كما أضاف(***Brown,2006,119***) أن مؤشرات التعديل يمكن حـسابها لكـل بـارامتر مثبـت (مثـل تباينـات الأخطـاء و هـى بـارامترات مثبتـة لـصفر) , و كـذلك تحـسب لكـل بـارامتر مقيـد في النموذج (مثل البارامترات المقيدة لكى تكون متساوية). و مـؤشرات التعـديل تعكـس تقريـب لكيفية تناقص النموذج الكلي عـن طريـق إحـصاءة مربـع كـا بتحريـر البـارامترات المقيـدة أو المثبتة و جعلها حرة .

كما أشار (***Chen,2009,291***) إلى الجانب السيكولوجي في مؤشرات التعديل عندما أوضح أن مـــؤشرات التعـــديل تُختـــبر لإعـــادة تحديـــد النمـــوذج ســـواء بحـــذف أو إضـــافة مـــسارات للنمـــوذج , لـــو حـــذف أو إضـــافة مـــسار مـــن الناحيـــة التجريبيـــة

---

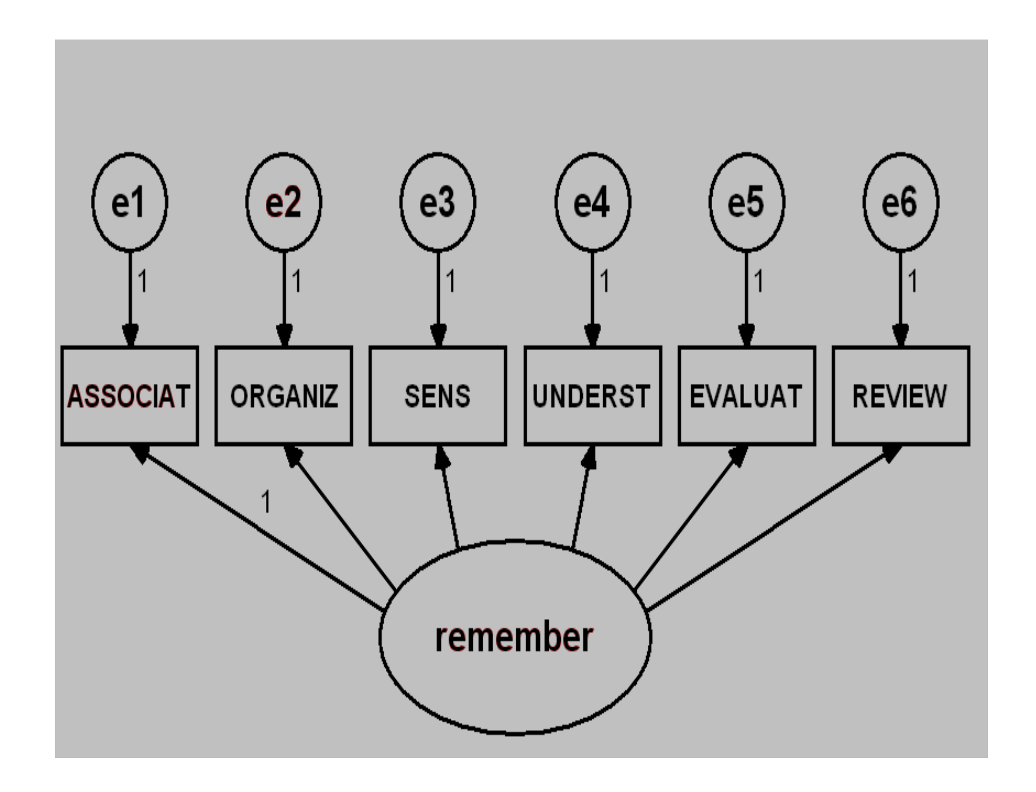
36 هذه القيمة تساوي 4 في معظم البرامج الإحصائية ,و لذلك يتم حجب القيم الأصغر من 4 عند اختيار هذه القيمة ,و الإبقاء فقط على القيم التي تساوي 4 فما فوق .

37 في معظم الحالات لا يحتاج الباحث لهذه القيمة لأنه يعدِّل النموذج في ضوء أعلى مؤشر تعديل و الذي غالباً يتعدى هذه القيمة بمراحل .

للنموذج غير مدعم من الناحية النظرية حينئذ الحذف أو الإضافة لا يؤخَذ في الاعتبار .

و يمكن توضيح فكرة تعديل النموذج من خلال المثال التالي:

لنفترض أن أحد الباحثين حاول اختبار النموذج التالي[38]:

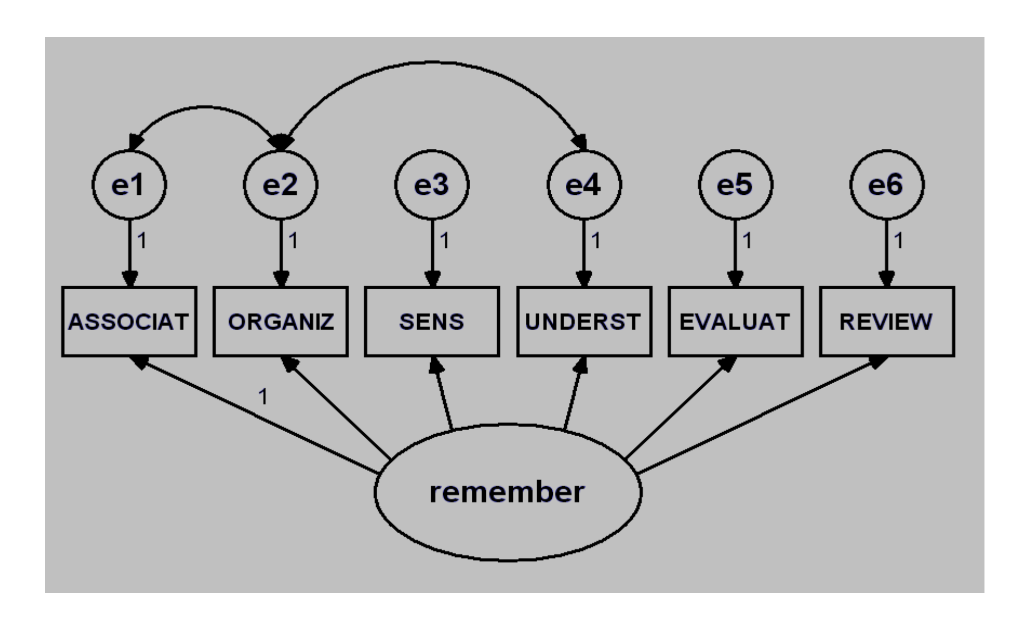


بمعالجة النموذج السابق لوحظ اتسامه بمؤشرات جودة مطابقة غير مقبولة في معظمها , لذلك تم إجراء تعديل على النموذج و اقترح البرنامج العديد من التعديلات و التي ستسهم في زيادة ملاءمة النموذج , و كان الاقتراح الذي حظي بأكبر مؤشر تعديل هو إضافة ارتباط بين متغيريي الخطأ للمتغيرين الملاحَظين **associat** , **organiz**, و بعد إجراء التعديل و إعادة تحليل النموذج تمَّ تحسين مؤشرات جودة المطابقة و لكن بعضها(خاصة ***AIC*** ***ECVI,*** , ***RMSEA***) لم

---

38 لمزيد من التفاصيل انظر المثال الثالث في الفصل الثاني .

يحقق القدر المطلوب لقبول المؤشر ,لذلك تّم النظر مـرة أخـرى في مـؤشرات التعـديل الجديـدة ,و تـمَّ الأخذ بـالاقتراح الـذي حظـي بـأعلى مـؤشر تعـديل و هـو إضـافة ارتبـاط بـين متغيريـي خطـأ القيـاس للمتغيرين **underst** , **organiz** ,و الذي أسهم مع التعديل السابق في تحسين مؤشرات جودة المطابقة ووصولها للقدر المطلوب,و لم يقترح التحليل أي مسارات يمكن حذفها أو إضافتها من النموذج ,و كذلك لم يقترح التحليل أي تعديل على التباين ,و شكل النموذج بعد التعديل موضح كالتالي :



و الجدول التالي يوضح مؤشرات جودة المطابقة قبل و بعد التعديل :

مـؤشرات جـودة المطابقة	النموذج قبل التعديل	النموذج بعد التعديل
χ^2 /df	5.187=9/46.683=	1.177=7/8.236=
RMSEA	0.130	0.027
GFI	0.945	0.989

0.967	0.873	**AGFI**
النموذج الأصلي=36.236 النموذج المشبع=42	النموذج الأصلي=70.683 النموذج المشبع=42	**AIC**
النموذج الأصلي=0.146 النموذج المشبع=0.169	النموذج الأصلي=0.284 النموذج المشبع=0.169	**ECVI**

و الذي يتضح منه تحسن مؤشرات جودة المطابقة ومن ثم النموذج بعد التعديل.

مؤشرات التعديل في الدراسات و البحوث:

الدراسة	المحتوى الخاضع للتحليل	مؤشرات التعديل
(***Williams et al.,2007***)	مقياس الضبط الذاتي	تم تعديل النموذج بحذف بندين منه ,و لكن لم يتم التوصل لنموذج أفضل من السابق
(***Cooper & Aucote,2009***)	مقياس النتائج النفسية	تم تعديل النموذج بإضافة ارتباط بين خطأ البند 10 و خطأ البند 11 لوجود تشابه بين محتوى البندين ,و تم الوصول لنموذج أفضل من السابق.
(هشام فتحي جاد الرب,2006)	مقياس مركز الدراسات للاكتئاب	تم إضافة العلاقة بين البواقي الخاصة بعامل التأثيرات الإيجابية و عامل الأعراض الجسمية .و الذي أسهم في تحسين النموذج.
(***Lim et al.,2007***)	مقياس الالتزام التنظيمي ثلاثي الأبعاد	تم تعديل النموذج بحذف بندين لديهما تشبعان منخفضان على عامليهما ,و تحويل مسار عامل لعامل آخر نتيجة ارتباطه الكبير ببنود العامل الثاني و ارتباطه الضعيف ببنود العامل الأول.

ملاحظتان

- يجب الحذر عند إجراء تعديل النموذج ,بحيث لا يجب الانصياع لقرارات التحليل إلا إذا كان ذلك متفقاً مع الواقع النظري و السيكولوجي.
- هناك درجات قطع مرتبطة بمؤشر التعديل و التي في ضوئها تظهر مقترحات التعديل و لكن أشهر درجات القطع هو القيمة 4 .

4- حجم العينة و عدد المتغيرات الملاحَظة(البنود) و التحليل العاملي ***Sample Size ,Number of Items and Factor Analysis:***

هناك العديد من الظروف السيكومترية التي تؤثِّر في نتيجة التحليل العاملي و مخرجاته ,منها حجم العينة ***sample size*** و عدد البنود, حيث يلعب عدد الأفراد المُطبَّق عليهم مقاييس المتغيرات الملاحَظة دوراً رئيسياً في تغيير نتيجة التحليل العاملي ,فإذا طبقنا مقياساً في مهارات التعلم مثلا , و طبقنا المقياس في 3 مواقف متشابهة في كل شيء ما عدا عدد أفراد العينة ,حيث كانت (200-400 -550) على الترتيب ,و أجرينا التحليل العاملي بنفس المواصفات (طريقة و محكات و غيرها ...لكل عدد) ,بالطبع سنجد اختلافاً في نتائج التحليل ,بالرغم من أنه لنفس المقياس .هذا ما دعا عدد كبير من الباحثين إلى توخي الحذر عند تحديد عدد أفراد العينة المستخدم في التحليل العاملي ,و إلى اختيار آلية مقننة تربط بين عدد أفراد العينة و عدد بنود المقياس (أو عدد المتغيرات الملاحَظة) في صورة نسبة البند إلى عدد المفحوصين, فلقد أشار (***MacCallum et al.,2001,636***) إلى أن نسبة عدد الأفراد للبند 4 : 1 أو أعلى , أي 4 مفحوصين(أو أعلى) لكل لبند تعتبر نسبة جيدة لتحقيق تحليل عاملي جيد ,كما أضاف(***Nasser et al.,1998***) أن نسبة المفحوصين للبند يجب ألا تقل عن 5 : 1 للتحديد الحقيقي لعدد العوامل في التحليل العاملي .

فلو كان لدينا مقياس مكوَّن من 40 بنداً ,و أردنا إجراء تحليل عاملي عليه ,هنا يفضل ألا يقل حجم العينة عن (160) فرداً في حالة تبنينا النسبة 4 : 1 ,أو (200) فرداً في حالة تبنينا النسبة 5 : 1 .

الفصل الثاني :

التحليل العاملي عملياً

المثال الأول: مثال على تحليل عاملي استكشافي متعامد.

المثال الثاني : مثال على تحليل عاملي استكشافي مائل.

المثال الثالث: مثال على تحليل عاملي توكيدي.

المثال الأول : مثال على تحليل عاملي استكشافي متعامد :

نفترض أن باحثاً قام بإعداد مقياس في الاتجاه نحو الرياضيات لدى طلاب المرحلة الإعدادية,و يتكون المقياس من 48 بنداً يتبع تدريج ليكرت ***Likert*** الخماسي ,و تَّم التطبيق على 232 طالباً بمجموعة من المدارس الإعدادية,و بذلك يصبح بين أيدي الباحث ملفٌ من البيانات يحتوي على درجات الطلاب في كل بند من بنود المقياس,و المطلوب اكتشاف البنية العاملية للمقياس.

و بنود المقياس موضحة كالتالي:

1-استذكار مادة الرياضيات ممتع .

2-الرياضيات مادة تنمي مهارات التفكير.

3-الرياضيات مهمة في الاكتشافات العلمية.

4-دراسة الرياضيات مهمة في دراسة بقية العلوم.

5-الرياضيات مادة مفيدة في الحياة.

6-أحب المعلم الذي يقوم بتدريسي مادة الرياضيات.

7-يسعى معلم الرياضيات إلى شرح المادة بأكثر من أسلوب .

8-لا غنى للإنسان العادي عن قدر ما من المعلومات المتضمنة في الرياضيات.

9-تساعد مادة الرياضيات في تنمية القدرة على حل المشكلات.

10-تُعد مادة الرياضيات من أهم العلوم .

11-يمكن الاستفادة من الرياضيات في مجال الطب.

12-يمكن الاستفادة من الرياضيات في مجال الوراثة.

13-يمكنني تذكر المفاهيم الرياضية .

14-أستطيع أن أرسم الأشكال الهندسية.

15-لا يقلقني امتحان الرياضيات.

16-لا أحتاج لفصول تقوية أو دروس إضافية في الرياضيات.

17-إذا كانت مادة الرياضيات من المواد الاختيارية سأقوم باختيارها.

18-أجد سهولة في حل المسائل الرياضية.

19-مادة الرياضيات من المواد المفضلة لديَّ.

20-يمكنني التمييز بين الأعداد الأولية و الأعداد غير الأولية .

21-أعطي وقتاً في الاستذكار لمادة الرياضيات أكثر من غيرها من المواد.

22-يطلب مني زملائي المساعدة في مادة الرياضيات.

23-يمكنني التمييز بين الأس و الأساس.

24-يمكنني إجراء العمليات المتعلقة بحساب المثلثات .

25-يجعلني معلم الرياضيات أحب المادة.

26-يكلفني معلم الرياضيات بواجبات منزلية.

27-عندما لا أستطيع حل مسألة لا يحرجني المعلم.

28-يعطي معلم الرياضيات فرصة للتلاميذ لحل المسائل على السبورة.

29-يسعى معلم الرياضيات إلى استخدام أشياء في الشرح مثل اللوحات و الأشكال المجسمة لتسهيل المادة .

30-يشرح معلم الرياضيات الدروس بطريقة جذابة .

31-لا يستخدم معلم الرياضيات الضرب كوسيلة عقاب لنا.

32-درس الرياضيات الذي لا أحضره يصعب عليَّ فهمه.

33-تهتم المدرسة بمادة الرياضيات أكثر من أي مادة أخرى.

34-يكلفنا معلم الرياضيات باختبارات أسبوعية .

35-يشجعنا معلم الرياضيات على طلب مساعدته في أوقات فراغه المدرسية.

36-يشجعنا المعلم على حل المسائل بالمكافئات المادية و كلمات الشكر.

37-يستعين بي زملائي في استذكار دروس الرياضيات.

38-درجاتي مرتفعة في مادة الرياضيات.

39-يمكنني التمييز بين المعين و المستطيل.

40-يمكنني تخيل أبعاد الفراغ .

41-يمكنني أن أرسم شكلاً بيانياً.

42-تعد مادة الرياضيات مادة سهلة بالنسبة لي .

43-يمكنني التمييز بين مساحة الدائرة و محيط الدائرة.

44-أفهم الجبر بقدر فهمي لـلـهندسة .

45-لديَّ القدرة على فهم المسألة الرياضية المطروحة عليَّ.

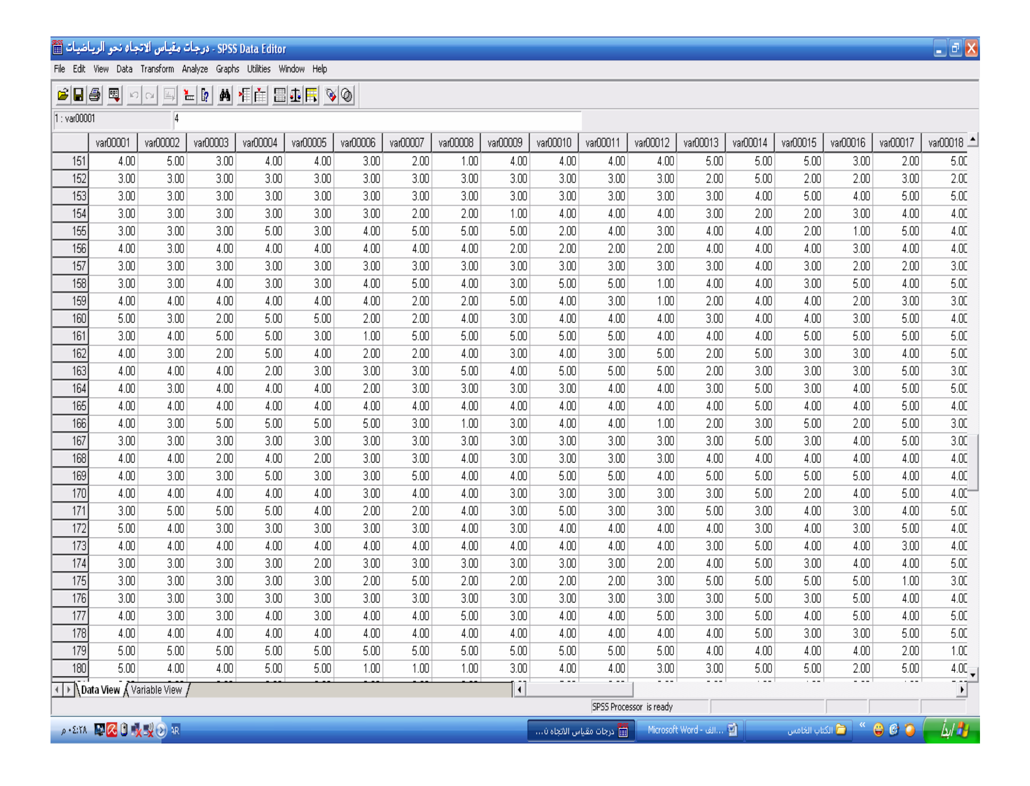
46-أجيد التعامل مع الأرقام.

47-أستطيع التمييز بين الأشكال المجسمة و الأشكال المسطحة.

48-أشارك في المناقشات المتعلقة بالرياضيات في الفصل.

يمكن تطبيق التحليل العاملي الاستكشافي على درجات بنود المقياس السابق بإتباع الخطوات التالية :

الخطوة الأولى: إدخال درجات بنود المقياس و المكون من 48 بنداً على أحد البرامج الإحصائية المختصة مثل برنامج ***SPSS*** [39] [40] كما هو موضح بالشكل التالي :



	var00001	var00002	var00003	var00004	var00005	var00006	var00007	var00008	var00009	var00010	var00011	var00012	var00013	var00014	var00015	var00016	var00017	var00018
151	4.00	5.00	3.00	4.00	4.00	3.00	2.00	1.00	4.00	4.00	4.00	4.00	5.00	5.00	5.00	3.00	2.00	5.00
152	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	2.00	5.00	2.00	2.00	3.00	2.00
153	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	4.00	5.00	4.00	5.00	5.00
154	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	2.00	2.00	1.00	4.00	4.00	4.00	3.00	2.00	2.00	3.00	4.00	4.00
155	3.00	3.00	3.00	5.00	3.00	4.00	5.00	5.00	5.00	2.00	4.00	3.00	4.00	4.00	2.00	1.00	5.00	4.00
156	4.00	3.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	2.00	2.00	2.00	2.00	4.00	4.00	4.00	3.00	4.00	4.00
157	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	4.00	3.00	2.00	2.00	3.00
158	3.00	3.00	4.00	3.00	3.00	4.00	5.00	4.00	3.00	5.00	5.00	1.00	4.00	4.00	3.00	5.00	4.00	5.00
159	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	2.00	2.00	5.00	4.00	3.00	1.00	2.00	4.00	4.00	2.00	3.00	3.00
160	5.00	3.00	2.00	5.00	5.00	2.00	2.00	4.00	3.00	4.00	4.00	4.00	3.00	4.00	4.00	3.00	5.00	4.00
161	3.00	4.00	5.00	5.00	3.00	1.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	4.00	4.00	4.00	5.00	5.00	5.00	5.00
162	4.00	3.00	2.00	5.00	4.00	2.00	2.00	4.00	3.00	4.00	3.00	5.00	2.00	5.00	3.00	3.00	4.00	5.00
163	4.00	4.00	4.00	2.00	3.00	3.00	3.00	5.00	4.00	5.00	5.00	5.00	2.00	3.00	3.00	3.00	5.00	3.00
164	4.00	3.00	4.00	4.00	4.00	2.00	3.00	3.00	3.00	3.00	4.00	4.00	3.00	5.00	3.00	4.00	5.00	5.00
165	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	5.00	4.00	4.00	5.00	4.00
166	4.00	3.00	5.00	5.00	5.00	5.00	3.00	1.00	3.00	4.00	4.00	1.00	2.00	3.00	5.00	2.00	5.00	3.00
167	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	5.00	3.00	4.00	5.00	3.00
168	4.00	4.00	2.00	4.00	2.00	3.00	3.00	4.00	3.00	3.00	3.00	3.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00
169	4.00	3.00	3.00	5.00	3.00	3.00	5.00	4.00	4.00	5.00	5.00	4.00	5.00	5.00	5.00	5.00	4.00	4.00
170	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	3.00	4.00	4.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	5.00	2.00	4.00	5.00	4.00
171	3.00	5.00	5.00	5.00	4.00	2.00	2.00	4.00	3.00	5.00	3.00	3.00	5.00	3.00	4.00	3.00	4.00	5.00
172	5.00	4.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	4.00	3.00	4.00	4.00	4.00	4.00	3.00	4.00	3.00	5.00	4.00
173	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	3.00	5.00	4.00	4.00	3.00	4.00
174	3.00	3.00	3.00	3.00	2.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	2.00	4.00	5.00	3.00	4.00	4.00	5.00
175	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	2.00	5.00	2.00	2.00	2.00	2.00	3.00	5.00	5.00	5.00	5.00	1.00	3.00
176	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	5.00	3.00	5.00	4.00	4.00
177	4.00	3.00	3.00	4.00	3.00	4.00	4.00	5.00	3.00	4.00	4.00	5.00	3.00	5.00	4.00	5.00	4.00	5.00
178	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	5.00	3.00	3.00	5.00	5.00
179	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	4.00	4.00	4.00	4.00	2.00	1.00
180	5.00	4.00	4.00	5.00	5.00	1.00	1.00	1.00	3.00	4.00	4.00	3.00	3.00	5.00	5.00	2.00	5.00	4.00

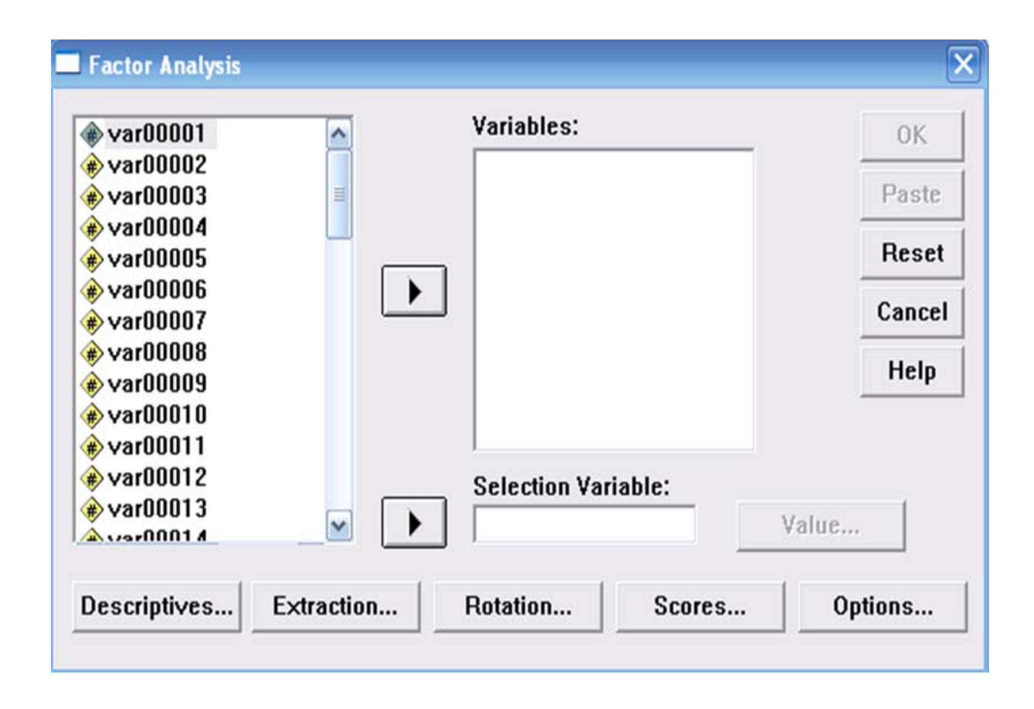
الخطوة الثانية: الذهاب إلى قائمة ***Analyze*** ثم ***Data Reduction*** ثم ***Factor...*** كما هو موضح بالشكل التالي :

39 تمَّ استخدام الإصدارة SPSS 11 ,و يمكن استخدام أي إصدارة أخرى أقل أو أعلى .

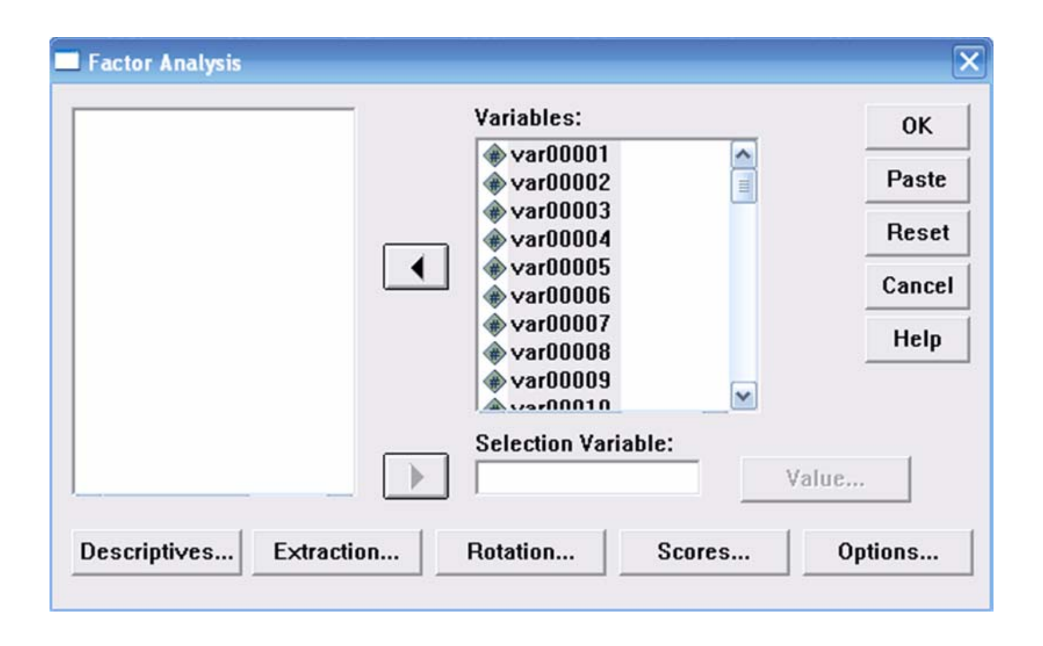
40 لمزيد من التفاصيل عن استخدام برنامج SPSS يمكن الرجوع إلى العديد من المراجع منها على سبيل المثال و ليس الحصر :
رضا أبو سريع(2004).تحليل البيانات باستخدام برنامج SPSS .عمَّان :دار الفكر.
چولي بالانت , ترجمة خالد العامري(2007).التحليل الإحصائي باستخدام برامج SPSS .القاهرة:دار الفاروق للنشر و التوزيع .
علي حمزة هجَّان (2008) .الإحصاء التطبيقي في العلوم السلوكية مع استخدام SPSS .المدينة المنورة:دار الزمان للنشر و التوزيع .
و كذلك الكتاب الخاص بالمؤلف:
حجاج غانم(2008).الإحصاء التربوي يدوياً و باستخدام SPSS .القاهرة:عالم الكتب.



الخطوة الثالثة: بعد الضغط على ***Factor...*** يظهر مربع حوار كما بالشكل :



الخطوة الرابعة: يتم اختيار كل المتغيرات الموجودة في الجانب الأيسر مـن مربـع الحـوار(48 بنـداً) و إدخالها في صندوق المتغيرات (الموجود في وسط مربع الحوار) كالتالي:



الخطوة الخامسة : يتم الضغط على الزر ***Descriptives***... , لكي يظهر مربع الحوار الفرعي التالي:

Factor Analysis: Descriptives

Statistics
- [ ] Univariate descriptives
- [x] Initial solution

Continue
Cancel
Help

Correlation Matrix
- [x] Coefficients
- [ ] Inverse
- [ ] Significance levels
- [ ] Reproduced
- [ ] Determinant
- [ ] Anti-image
- [x] KMO and Bartlett's test of sphericity

والذي يظهر عليه مجموعة من الخيارات في الجانب الأيسر من المربع كالتالي :

- في جزء ***Statistics*** يمكن اختيار ***Univariate Descriptives*** للحصول على الإحصاءات الوصفية لكل متغير ملاحَظ(بند) ,و كذلك يمكن اختيار ***Initial Solution*** للحصول على قيم الشيوع و الجذور الكامنة و نسب التباين المفسرة الأساسية قبل التدوير ,و يمكن التغاضي مبدئياً عن الاختيار الأول لتجنب ظهور ازدحام في المخرجات و الاستقرار على الاختيار ***Initial Solution*** للتعرف على الملامح الأولية للتحليل,كما يمكن للمهتم تحديد الاختيارين معاً.

- أما في جزء ***Correlation Matrix*** فيظهر مجموعة من الخيارات الخاصة بعرض تفاصيل عن المصفوفة الارتباطية ,و التحقق من قابليتها للتحليل العاملي ,لعل من أهم هذه الخيارات الاختيار ***Coefficients*** الذي يظهر قيم معاملات الارتباط بين المتغيرات الملاحَظة ,و كذلك الاختيار ***KMO and Bartlett,s Test of Sphericity*** الذي من خلاله يمكن التحقق من قابلية المصفوفة الارتباطية للتحليل العاملي ,فالاختبار الأول ***KMO*** الذي يرمز إلى ***The Kaiser-Meyer-Olkin*** يختبر ملائمة العينة للتحليل العاملي و هو يأخذ قيمة تتراوح بين 0 و 1 ,أما الاختبار الثاني ***Bartlett's test*** يُستخدم للتعرف على مدى بعد المصفوفة الارتباطية عن الوحدة ***identity*** ,فكلما قربت المصفوفة من الوحدة سيصبح النموذج العاملي غير ملائم ,و هذا الاختبار يُمثَّل في صورة توزيع مربع كا.

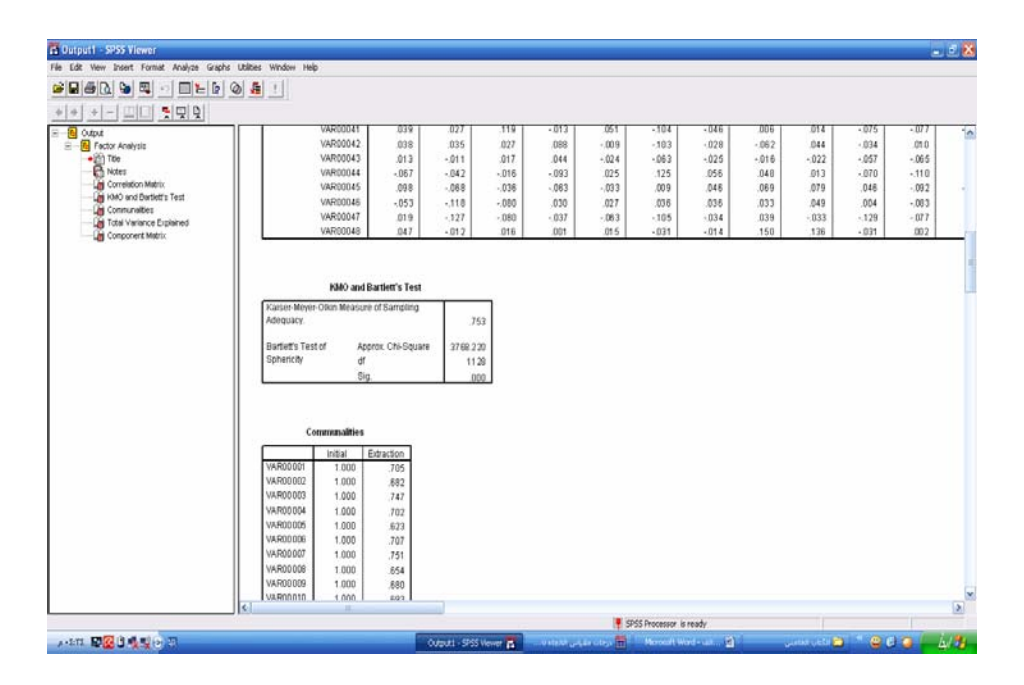
و في هذا الصدد أوضح (***Pett et al.,2003,81***) أنه لقبول البيانات للتحليل العاملي ,يُفضل أن تكون قيمة ***KMO*** أكبر من 0,7 [41],و يجب أن تكون قيمة اختبار***Bartlett*** دالة إحصائياً .

و بعد الاستقرار على هذه الخيارات ,يتم الضغط على الزر ***Continue*** لإخفاء مربع الحوار الحالي و العودة لمربع الحوار الرئيسي .

---

41 يمكن النزول بهذه القيمة إلى 0,5 كما أفادت بعض المراجع منها (Vaus,2002,188) .

و قبل استكمال خطوات التحليل العاملي ,نود التحقق من نتيجة هذه الخطـوة و ذلـك بالـضغط عـلى الزر ***OK*** ,و تظهر النتيجة كما في الشكل التالي:



و بالنظر إلى شاشة النتائج السابقة نجد احتوائها على العديد مـن النتـائج ,لكـن مـا يهمنـا منهـا حتـى نستكمل التحليل هو نتيجة اختباري ***KMO & Bartlett*** لقابلية المصفوفة للتحليل العاملي ,المبينة بشكل أكثر وضوحاً في الشكل التالي:

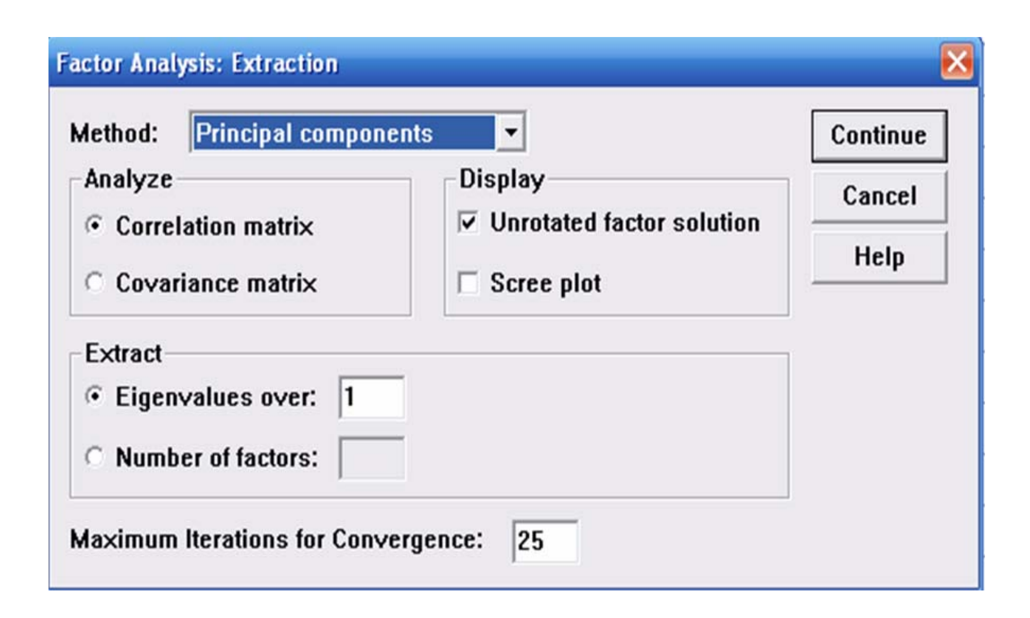
KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.753
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	3768.220
	df	1128
	Sig.	.000

و نظراً لأن قيمة اختبار ***0.753*** = ***KMO*** أي أكبر من 0.7 ,كما أن قيمة اختبار ***Bartlett*** دالة إحصائياً ,لذلك يمكن استكمال خطوات التحليل العاملي بكل اطمئنان .

ملاحظة
يؤدي تجاهل نتيجة اختباري ***KMO & Bartlett*** إلى الحصول على نتائج للتحليل العاملي أقل موثوقية .

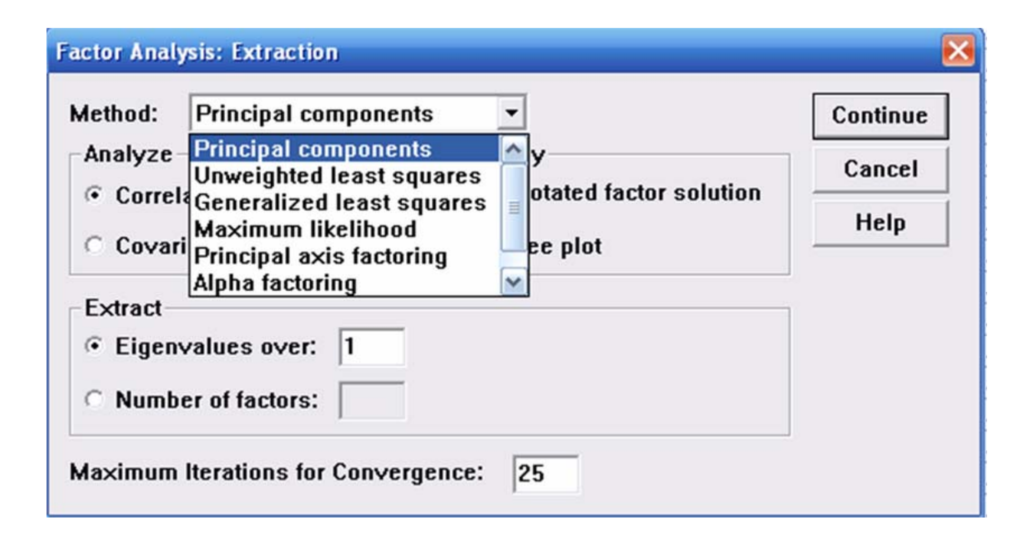
الخطوة السادسة: يتم الضغط على الزر ***Extraction***... لاختيار طريقة التحليل العاملي, حيث يظهر مربع حوار كما بالشكل ....



و الذي يُظهر مجموعة من الخيارات في الجانب الأيسر و الأوسط من المربع هي:

- جزء ***Method*** لاختيار طريقة التحليل(الطريقة الافتراضية المكونات الأساسية كما سبق القول) ,و بالضغط على السهم المجاور للطريقة الافتراضية

تظهر مجموعة أخرى من الطرق كما يظهر في الشكل التالي:



و كما سبق القول تعد طريقة "المكونات الأساسية""***Principal Components***" من أشهر طرق استخلاص العوامل و هى تأخذ الخيار الافتراضي لمعظم برامج الكمبيوتر و منها برنامج ***SPSS***.

- جزء ***Analyze*** للخيار بين تحليل مصفوفة الارتباط ***Correlation Matrix*** أو مصفوفة التغاير ***Covariance Matrix***, حيث يتم اختيار مصفوفة الارتباط[42] .

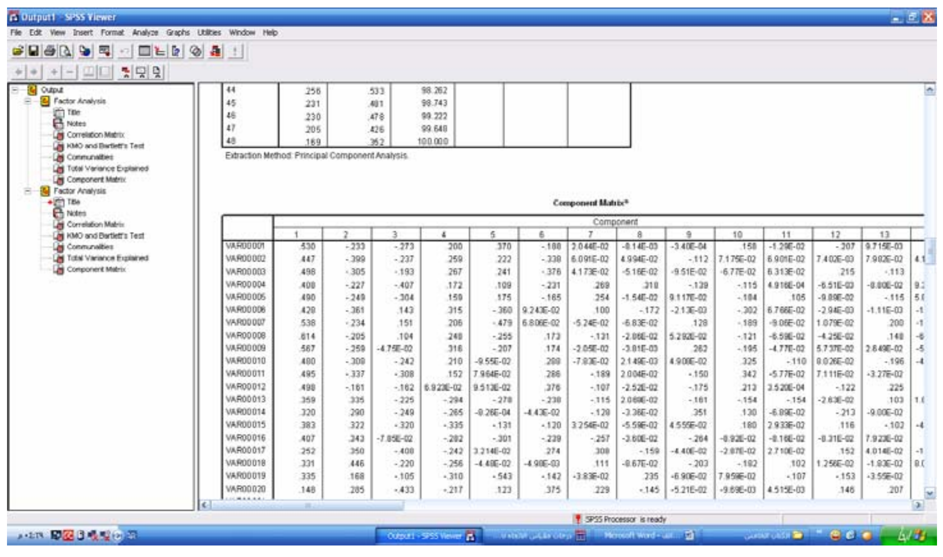
- جزء ***Extract*** كما يظهر فى يسار مربع الحوار للخيار بين محكين للإبقاء على العوامل أحدهما محك الجذر الكامن=1 و هو المنسوب لكايزر كما سبق القول و الآخر هو تحديد عدد إجباري للعوامل , و سنقوم هنا بتبني محك

42 هناك نوعان من المصفوفات التي تخضع للتحليل العاملي أحدهما تسمى مصفوفة الارتباط و الأخرى تسمى مصفوفة التغاير, و كل من الارتباط أو التغاير يعدان مقياسين لقوة العلاقة بين متغيرين ,إلا أن هناك مجموعة من الفروق بين المقياسين, و هذه الفروق ستؤدى إلى وجود فروق بين مصفوفة الارتباط و مصفوفة التغاير , و من هذه الفروق على سبيل المثال و ليس الحصر أن معامل الارتباط لا يتأثر بوحدات القياس(الدرجات الخام) ,حيث يتم عمل تدريج للدرجات بالقسمة على حاصل ضرب الانحرافين المعياريين للمتغيرين المراد إيجاد العلاقة بينهما و لذلك يأخذ معامل الارتباط القيمتين -1 و +1 أو ما بينهما من قيم ,بينما يتأثر التغاير بوحدات القياس (الدرجات الخام),و لذلك نجد أنه يأخذ أي قيمة داخل المدى السابق أو خارجه,و لذلك تتسم مصفوفة الارتباط بالمعيارية أي توحيد وحدات القياس للمتغيرين المطلوب حساب الارتباط بينهم ,و لذلك أيضاً تتسم بشهرتها و كثرة استخدامها بين الإحصائيين مقارنة بمصفوفة التغاير التي نحتاج إليها في حالات إحصائية خارج نطاق هذا الكتاب .

كايزر مع تصفية العوامل المستخرجة وفقاً لمحك كاتل ,كـما يمكـن للباحـث تحديـد عـدد إجبـاري للعوامل إذا كانت هناك خلفية نظرية تؤيِّد ذلك .

- جزء ***Display*** كما يظهر في الجانب الأيمن من مربع الحوار,حيـث يوجـد خيـاران أحـدهما إظهـار الحل قبل التدوير (أو عدم إظهاره) ,و الآخر خاص بمحك كاتل بعمل رسم للعوامل وفقاً لجذورها الكامنة, و سنقوم بتحديد الخيار الأول كمرحلة تعليميـة للقـارئ ,و لكـن في الممارسـة العمليـة لا يميل الباحث غالباً لإظهار الحل قبل التدوير ,أما الخيار الثاني فسيتم تحديده في الحل النهـائي بعـد التدوير للمساهمة في استبقاء أقل قدر من العوامل المستخلصة ,و بذلك نكـون قـد طبقنـا محـكي كايزر و كاتل في المثال الحالي.
- جزء ***Maximum Iterations for Convergence*** يطلب أقصي عـدد مـن المحـاولات المطلوبـة لإنتـاج الحل العاملي ,والعدد الافتراضي هو 25 ,و يمكننا زيادته إذا لم يكفـي هـذا العـدد ,و لكـن مبـدئياً سنختار العدد الافتراضي .

الخطوة السابعة : الضغط على الزر ***Continue*** لإخفـاء المربـع و الـذهاب لمربـع الحـوار الأسـاسي , و بالضغط على الزر ***OK*** تظهر نتيجة التحليل العاملي الاستكـشافي و لكـن قبـل إجـراء أي تـدوير عليـه,و النتيجة يمكن توضيحها في الشكل التالي:



44	.256	.533	98.262
45	.231	.481	98.743
46	.230	.478	99.222
47	.205	.426	99.648
48	.169	.352	100.000

Extraction Method: Principal Component Analysis.

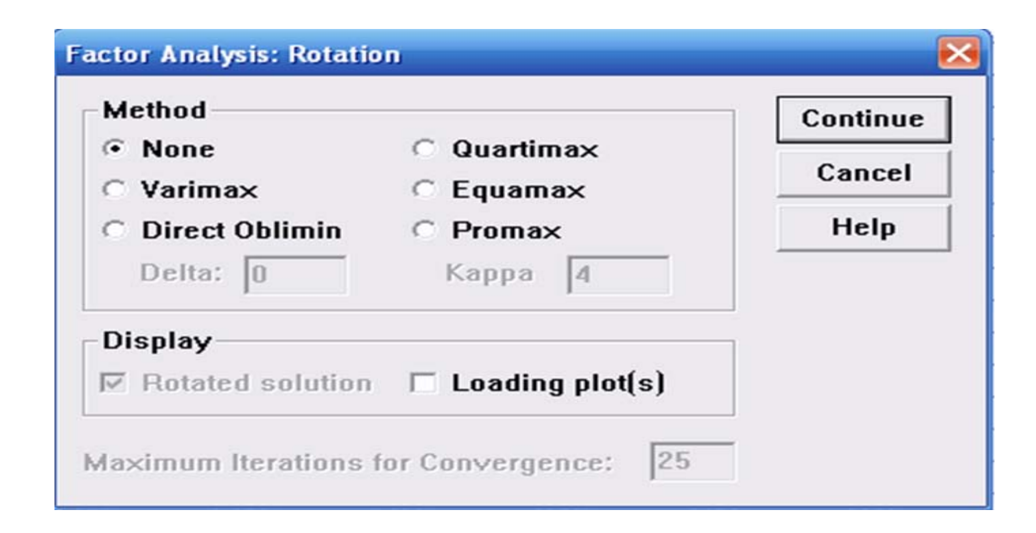
Component Matrix[a]

	Component												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
VAR00001	.530	-.233	-.273	.200	.370	-.188	2.044E-02	-8.14E-03	-3.40E-04	.158	-1.29E-02	-.207	9.715E-03
VAR00002	.447	-.399	-.237	.259	.222	-.338	6.091E-02	4.994E-02	-.112	7.175E-02	6.901E-02	7.402E-03	7.902E-02
VAR00003	.498	-.305	-.193	.267	.241	-.376	4.173E-02	-5.16E-02	-9.51E-02	-6.77E-02	6.313E-02	.215	-.113
VAR00004	.408	-.227	-.407	.172	.109	-.231	.269	.318	-.139	-.115	4.916E-04	-6.51E-03	-8.80E-02
VAR00005	.490	-.249	-.304	.159	.175	-.165	.254	-1.54E-02	9.117E-02	-.184	.105	-9.89E-02	-.115
VAR00006	.428	-.361	.143	.315	-.360	9.243E-02	.100	-.172	-2.13E-03	-.302	6.766E-02	-2.94E-03	-1.11E-03
VAR00007	.538	-.234	.151	.206	-.479	6.806E-02	-5.24E-02	-6.83E-02	.128	-.189	-9.06E-02	1.079E-02	.200
VAR00008	.614	-.205	.104	.248	-.255	.173	-.121	-2.08E-02	5.282E-02	-.121	-6.59E-02	-4.25E-02	.148
VAR00009	.567	-.259	-4.75E-02	.316	-.207	.174	-2.05E-02	-3.81E-03	.282	-.195	-4.77E-03	5.737E-02	2.849E-02
VAR00010	.480	-.309	-.242	.210	-9.55E-02	.288	-7.83E-02	2.149E-03	4.908E-02	.325	-.110	8.026E-02	-.196
VAR00011	.495	-.337	-.308	.152	7.964E-02	.286	-.189	2.004E-02	-.150	.342	-5.77E-02	7.111E-02	-3.27E-02
VAR00012	.498	-.161	-.162	6.923E-02	9.513E-02	.376	-.107	-2.52E-02	-.175	.213	3.520E-04	-.122	.225
VAR00013	.359	.335	-.225	-.294	-.278	-.238	-.115	2.068E-02	-.161	-.154	-.154	-2.63E-02	.103
VAR00014	.320	.290	-.249	-.265	-8.26E-04	-4.43E-02	-.128	-3.36E-02	.351	.130	-6.89E-02	-.213	-9.00E-02
VAR00015	.383	.322	-.320	-.335	-.131	-.120	3.254E-02	-5.59E-03	4.555E-02	.180	2.933E-03	.116	-.102
VAR00016	.407	.343	-7.85E-02	-.282	-.301	-.239	-.257	-3.60E-02	-.264	-8.92E-02	-8.16E-02	-8.31E-02	7.923E-02
VAR00017	.252	.350	-.408	-.242	3.214E-02	.274	.308	-.159	-4.40E-02	-2.87E-02	2.710E-03	.152	4.014E-02
VAR00018	.331	.446	-.220	-.256	-4.48E-02	-4.98E-03	.111	-8.67E-02	-.203	-.182	.102	1.256E-02	-1.83E-02
VAR00019	.335	.168	-.105	-.310	-.543	-.142	-3.83E-02	.235	-6.90E-02	7.959E-02	-.107	-.153	-3.55E-02
VAR00020	.148	.285	-.433	-.217	.123	.375	.229	-.145	-5.21E-02	-9.69E-03	4.515E-03	.148	.207

ملاحظة

تحتوي شاشة النتائج على الكثير من المعلومات المتعلقة بالتحليل العاملي و الذي يتوقف على خياراتنا للنتائج المراد ظهورها , فالشاشة السابقة تحتوي على قيم الشيوع و تباينات العوامل(المكونات) المفسرة و كذلك مصفوفة التشبعات قبل التدوير و سيتم عرض مفصل لهذه الأجزاء عند إجراء تدوير للمحاور.

الخطوة الثامنة : لإضفاء معنى للتحليل العاملي و حتى يكون قابلاً للتفسير لابد اللجوء لعملية تدوير المحاور, و ذلك بالضغط على الزر ***Rotation***... فيظهر مربع الحوار الفرعي كما بالشكل :



و الذي يُظهر مجموعة من الخيارات في الجانب الأيسر و الأوسط من المربع هي:

جزء ***Method*** :

- ***None*** لعدم اختيار أي طريقة للتدوير .
- ***Varimax*** لاختيار طريقة الفاريماكس المتعامدة .
- ***Direct Oblimin*** و قيمة ***Delta*** المصاحبة لها لاختيار طريقة الأوبلمن المائلة و تحديد قيمة لدلتا .

- ***Quartimax*** لاختيار طريقة الكوارتيماكس المتعامدة .
- ***Equamax*** لاختيار طريقة الاكواماكس المتعامدة .
- ***Promax*** و قيمة ***Kappa*** المصاحبة لها لاختيار طريقة البروماكس المائلة و تحديد قيمة لكابا .

جزء ***Display*** لعرض نتائج الحل المدور***Rotated Solution*** (سواء كان مائلاً أو متعامداً) ,أو لعرض فضاء لتشبعات المتغيرات الملاحَظة على العوامل المستخلصة ***Loading Plot(S***) ,و بالطبع يمكن للباحث اختيار الخيارين معاً أو اختيار أحدهما فقط أو عدم اختيار أي منهما ,ولكن الخيار الأشهر هو الخيار الأول لأنه يعرض للباحث مصفوفة التشبعات بالنسبة للحل المتعامد و مصفوفة النمط و مصفوفة البنية و مصفوفة العلاقة الارتباطية بين العوامل بالنسبة للحل المائل .

جزء ***Maximum Iterations for Convergence*** يطلب أقصي عدد من المحاولات المطلوبة لإنتاج الحل العاملي المدور,وسنختار كما سبق العدد(25) .

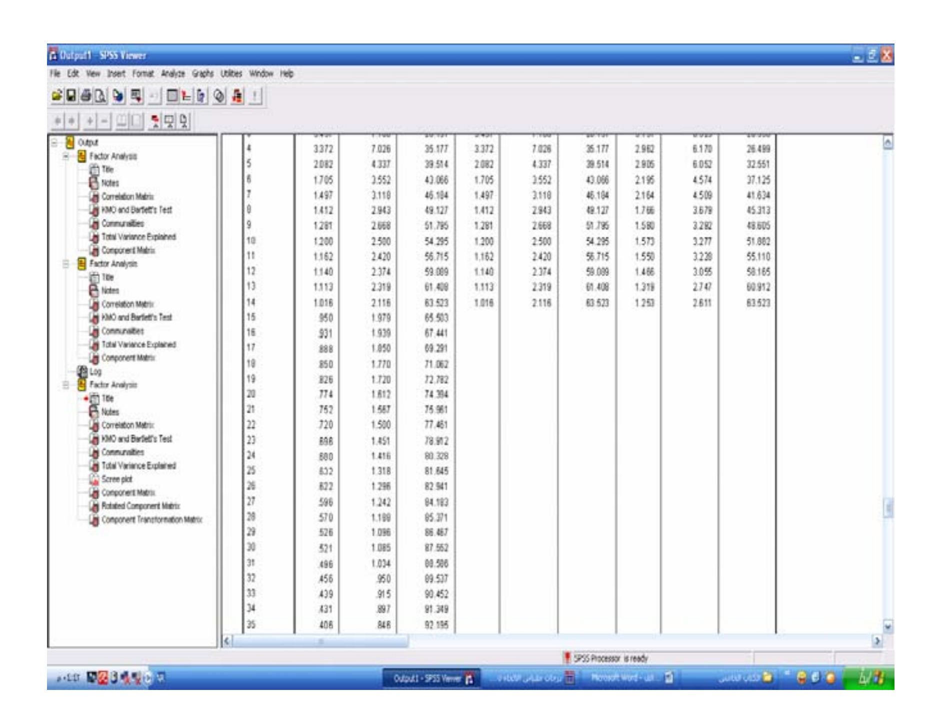
و إذا افترضنا أن الأطر النظرية و بعض نتائج الدراسات السابقة[43] أيدت وجود عوامل مستقلة تكِّون الاتجاه نحو استخدام الكمبيوتر في التدريس , و بذلك نختار الحل المتعامد و نظراً لشهرة طريقة الفاريماكس لذلك سنختارها كطريقة للحل المتعامد كما في الشكل التالي:

Factor Analysis: Rotation
Method
None
Varimax
Direct Oblimin
Delta: 0
Quartimax
Equamax
Promax
Kappa 4
Continue
Cancel
Help
Display
Rotated solution
Loading plot(s)
Maximum Iterations for Convergence: 25

43 يجب على الباحث الإشارة إلى هذه الأطر و الدراسات السابقة في بحثه .

الخطوة التاسعة : يتم الضغط على الزر ***Continue*** لإخفاء مربع الحوار الحالي و الذهاب لمربع الحوار الأساسي ,حيث تظهر أزرار أخرى مثل ***Scores***... و ***Options***... ,ولكن سيتم الاكتفاء بما سبق[44]

,و سيتم اختيار ***Scree Plot*** في جزء ***Extraction*** الذي يحقق محك كاتل في تصفية العوامل بالإضافة إلى محك كايزر كما سبق قوله,و بالضغط على الزر ***OK*** تظهر نتيجة التحليل بعد التدوير في شاشة النتائج التالية:



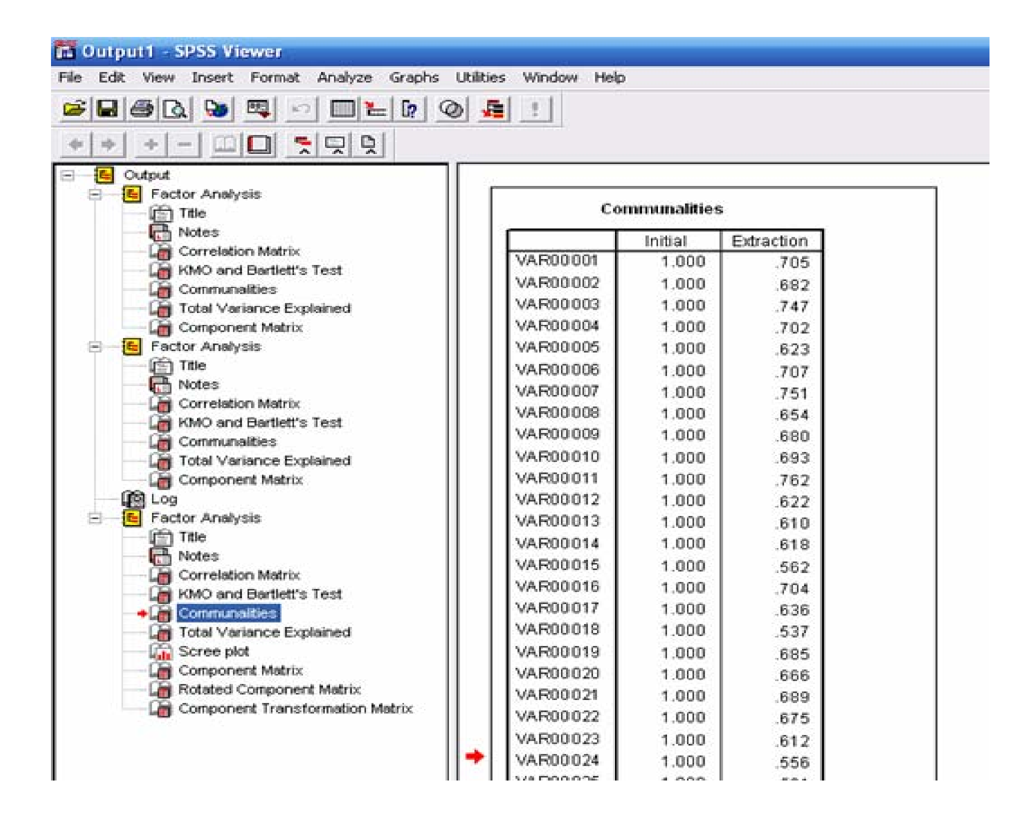
4	3.372	7.026	35.177	3.372	7.026	35.177	2.962	6.170	26.499
5	2.082	4.337	39.514	2.082	4.337	39.514	2.905	6.052	32.551
6	1.705	3.552	43.066	1.705	3.552	43.066	2.195	4.574	37.125
7	1.497	3.118	46.184	1.497	3.118	46.184	2.164	4.509	41.634
8	1.412	2.943	49.127	1.412	2.943	49.127	1.766	3.679	45.313
9	1.281	2.668	51.795	1.281	2.668	51.795	1.580	3.292	48.605
10	1.200	2.500	54.295	1.200	2.500	54.295	1.573	3.277	51.882
11	1.162	2.420	56.715	1.162	2.420	56.715	1.550	3.228	55.110
12	1.140	2.374	59.089	1.140	2.374	59.089	1.466	3.055	58.165
13	1.113	2.319	61.408	1.113	2.319	61.408	1.319	2.747	60.912
14	1.016	2.116	63.523	1.016	2.116	63.523	1.253	2.611	63.523
15	.950	1.979	65.503						
16	.931	1.939	67.441						
17	.888	1.850	69.291						
18	.850	1.770	71.062						
19	.826	1.720	72.782						
20	.774	1.612	74.394						
21	.752	1.567	75.961						
22	.720	1.500	77.461						
23	.698	1.451	78.912						
24	.680	1.416	80.328						
25	.632	1.318	81.645						
26	.622	1.296	82.941						
27	.596	1.242	84.183						
28	.570	1.188	85.371						
29	.526	1.096	86.467						
30	.521	1.085	87.552						
31	.496	1.034	88.586						
32	.456	.950	89.537						
33	.439	.915	90.452						
34	.431	.897	91.349						
35	.408	.848	92.196						

و نظراً لاحتواء شاشة النتائج السابقة على العديد من المعلومات المهمة في تفسير نتيجة التحليل ,لذلك سيتم عرض هذه النتائج في الأشكال التالية:

الشكل التالي يعرض شيوع المتغيرات الملاحَظة:

---

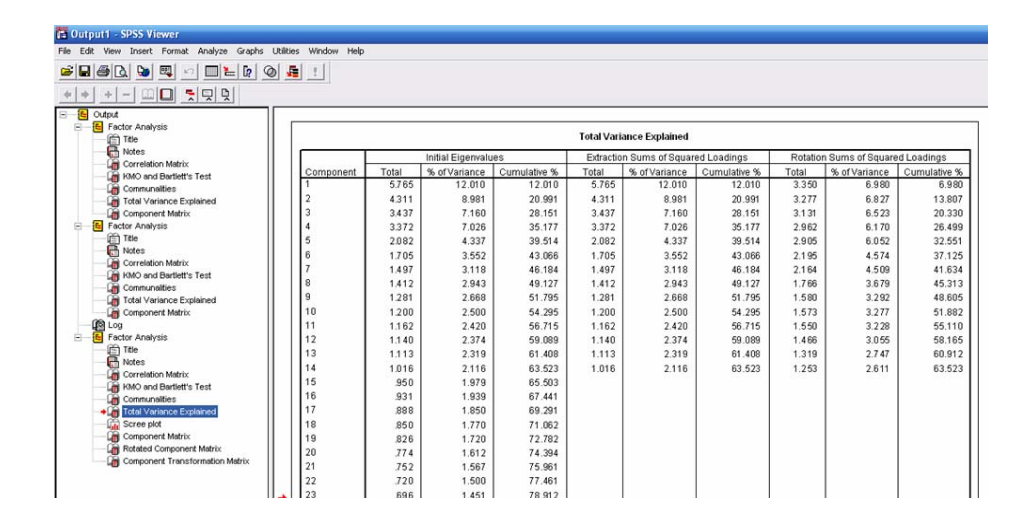
44 يُفضل أن يتدرب الباحث على البرنامج ,لتجريب هذه الخيارات الإضافية و معرفة ما بداخلها .



Communalities

	Initial	Extraction
VAR00001	1.000	.705
VAR00002	1.000	.682
VAR00003	1.000	.747
VAR00004	1.000	.702
VAR00005	1.000	.623
VAR00006	1.000	.707
VAR00007	1.000	.751
VAR00008	1.000	.654
VAR00009	1.000	.680
VAR00010	1.000	.693
VAR00011	1.000	.762
VAR00012	1.000	.622
VAR00013	1.000	.610
VAR00014	1.000	.618
VAR00015	1.000	.562
VAR00016	1.000	.704
VAR00017	1.000	.636
VAR00018	1.000	.537
VAR00019	1.000	.685
VAR00020	1.000	.666
VAR00021	1.000	.689
VAR00022	1.000	.675
VAR00023	1.000	.612
VAR00024	1.000	.556

و الشكل التالي يعرض نسب التباين للعوامل (المكونات) الأربعة عشر,حيث تـم اسـتخلاص (14) عامـل وفقاً لمحك كايزر ,و كذلك عرض نسبة التباين الكلية:



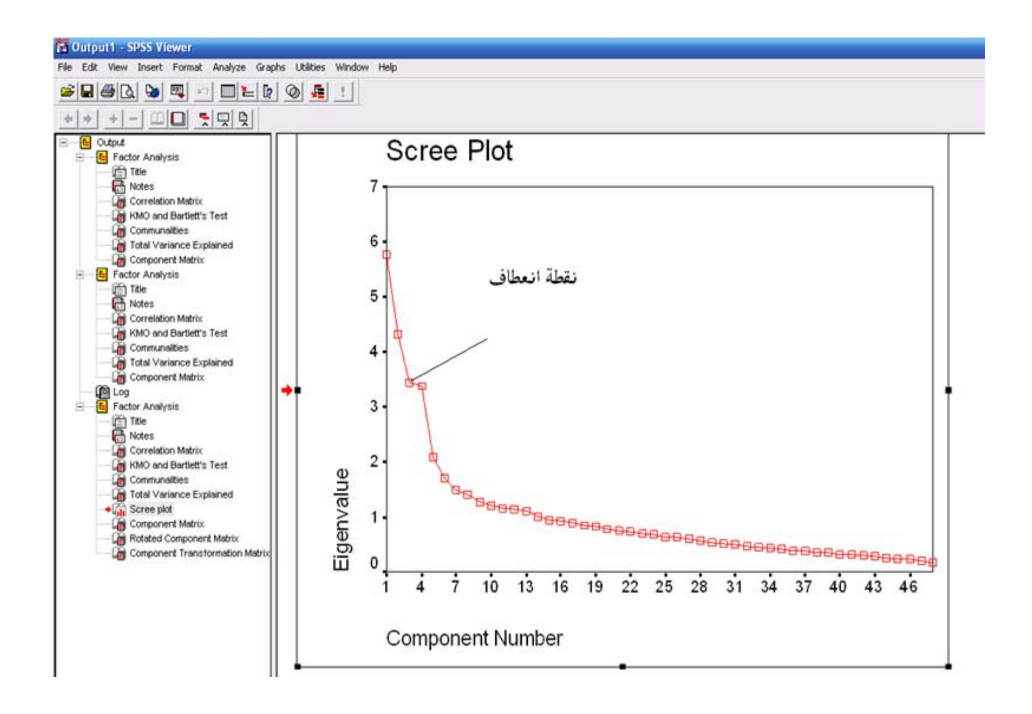
Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5.765	12.010	12.010	5.765	12.010	12.010	3.350	6.980	6.980
2	4.311	8.981	20.991	4.311	8.981	20.991	3.277	6.827	13.807
3	3.437	7.160	28.151	3.437	7.160	28.151	3.131	6.523	20.330
4	3.372	7.026	35.177	3.372	7.026	35.177	2.962	6.170	26.499
5	2.082	4.337	39.514	2.082	4.337	39.514	2.905	6.052	32.551
6	1.705	3.552	43.066	1.705	3.552	43.066	2.195	4.574	37.125
7	1.497	3.118	46.184	1.497	3.118	46.184	2.164	4.509	41.634
8	1.412	2.943	49.127	1.412	2.943	49.127	1.766	3.679	45.313
9	1.281	2.668	51.795	1.281	2.668	51.795	1.580	3.292	48.605
10	1.200	2.500	54.295	1.200	2.500	54.295	1.573	3.277	51.882
11	1.162	2.420	56.715	1.162	2.420	56.715	1.550	3.228	55.110
12	1.140	2.374	59.089	1.140	2.374	59.089	1.466	3.055	58.165
13	1.113	2.319	61.408	1.113	2.319	61.408	1.319	2.747	60.912
14	1.016	2.116	63.523	1.016	2.116	63.523	1.253	2.611	63.523
15	.950	1.979	65.503						
16	.931	1.939	67.441						
17	.888	1.850	69.291						
18	.850	1.770	71.062						
19	.826	1.720	72.782						
20	.774	1.612	74.394						
21	.752	1.567	75.961						
22	.720	1.500	77.461						
23	.696	1.451	78.912						

ملاحظة

تفاصيل الشاشة السابقة ستظهر في شاشة تالية بعد التوصل إلى الصورة النهائية للحل العاملي.

و الشكل التالي يعرض الرسم البياني للجذور الكامنة لكل العوامل الممكنة في المصفوفة طبقاً لمحك كاتل :

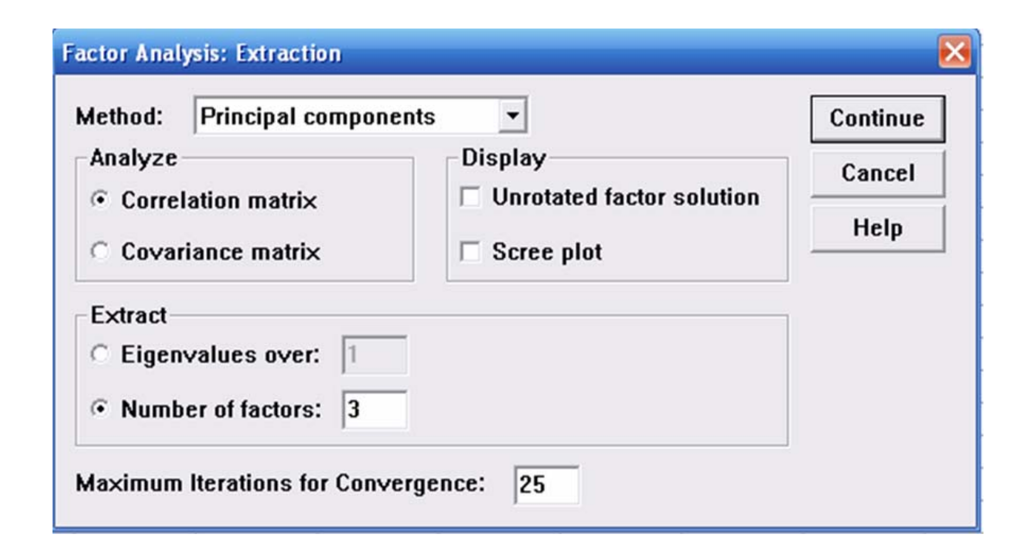


و بتأمل المنحنى يمكن تحديد نقطة انكسار أو انعطاف المنحنى ابتداءً من النقطة الثالثة,و من ثم يمكن استخلاص 3 عوامل فقط طبقاً لمحك كاتل .

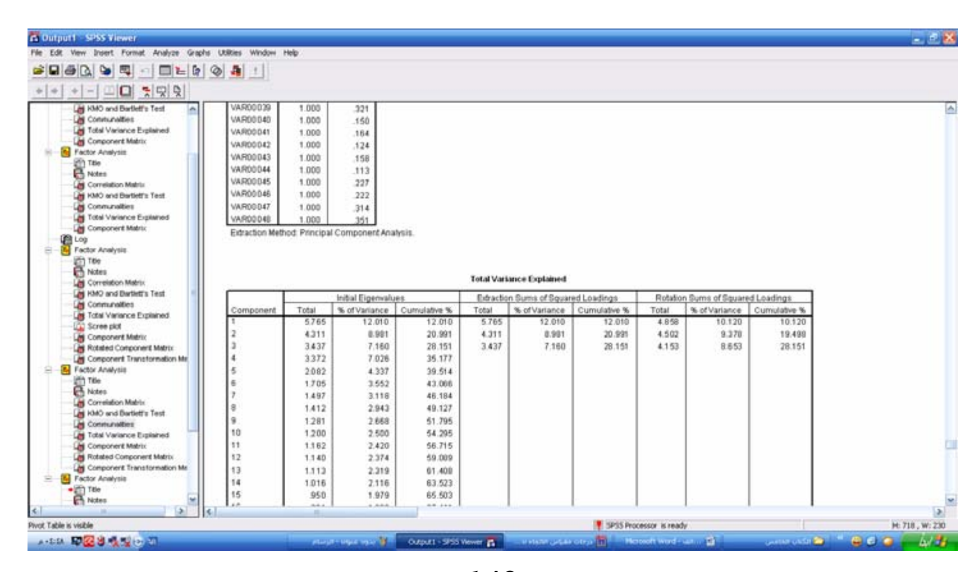
ملاحظة

تحديد نقطة الانعطاف يتأثر نسبياً بذاتية الباحث ,فمثلاً في الشكل السابق يمكن تحديد نقطة الانعطاف ابتداءً من النقطة الرابعة أو النقطة الخامسة ,و هذا من عيوب محك كاتل

الخطوة العاشرة : حتى تتوزع التشبعات على العوامل الثلاثة فقط, يُعاد التحليل باختيار 3 عوامل مستخلصة كما في الشكل التالي:



الخطوة الحادية عشر: و بالضغط على الزر ***Continue*** لإخفاء المربع و العودة لمربع الحـوار الأسـاسي, و بعد التحقق من اختيارنا لطريقة الفاريماكس عن طريق الجزء ***Rotation...*** و الضغط على الـزر ***OK*** تظهر نتيجة التحليل العاملي بعد حصر العوامل على ثلاثة فقط كالتالي:



VAR00039	1.000	.321
VAR00040	1.000	.150
VAR00041	1.000	.164
VAR00042	1.000	.124
VAR00043	1.000	.158
VAR00044	1.000	.113
VAR00045	1.000	.227
VAR00046	1.000	.222
VAR00047	1.000	.314
VAR00048	1.000	.351

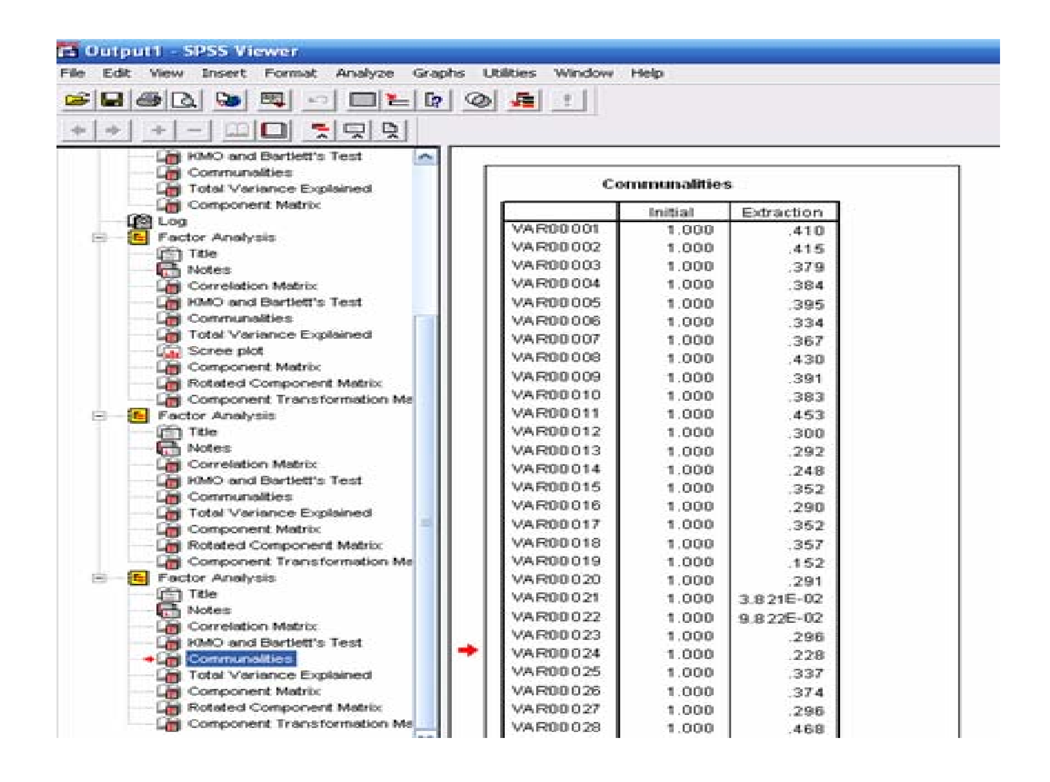
Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5.765	12.010	12.010	5.765	12.010	12.010	4.858	10.120	10.120
2	4.311	8.981	20.991	4.311	8.981	20.991	4.502	9.378	19.498
3	3.437	7.160	28.151	3.437	7.160	28.151	4.153	8.653	28.151
4	3.372	7.026	35.177						
5	2.082	4.337	39.514						
6	1.705	3.552	43.066						
7	1.497	3.118	46.184						
8	1.412	2.943	49.127						
9	1.281	2.668	51.795						
10	1.200	2.500	54.295						
11	1.162	2.420	56.715						
12	1.140	2.374	59.089						
13	1.113	2.319	61.408						
14	1.016	2.116	63.523						
15	.950	1.979	65.503						

حيث تحتوي شاشة النتائج السابقة على العديد من المعلومات ,و هو ما يتـضح مـن يـسار الـشاشة ,و يمكن تفصيل هذه النتائج كالتالي:

الشاشة التالية تُظهر اشتراكيات المتغيرات الملاحَظة :



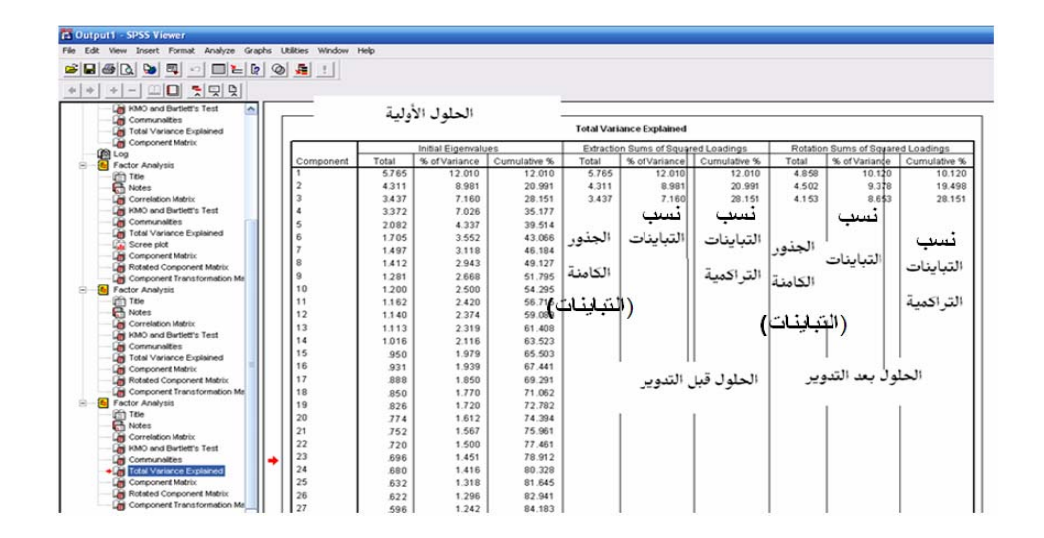
Communalities

	Initial	Extraction
VAR00001	1.000	.410
VAR00002	1.000	.415
VAR00003	1.000	.379
VAR00004	1.000	.384
VAR00005	1.000	.395
VAR00006	1.000	.334
VAR00007	1.000	.367
VAR00008	1.000	.430
VAR00009	1.000	.391
VAR00010	1.000	.383
VAR00011	1.000	.453
VAR00012	1.000	.300
VAR00013	1.000	.292
VAR00014	1.000	.248
VAR00015	1.000	.352
VAR00016	1.000	.290
VAR00017	1.000	.352
VAR00018	1.000	.357
VAR00019	1.000	.152
VAR00020	1.000	.291
VAR00021	1.000	3.821E-02
VAR00022	1.000	9.822E-02
VAR00023	1.000	.296
VAR00024	1.000	.228
VAR00025	1.000	.337
VAR00026	1.000	.374
VAR00027	1.000	.296
VAR00028	1.000	.468

ملاحظة

الرقم ***3.821E-02*** يتكون من جزئين يفصل بينهما الحرف ***E*** ,الجزء ***02***- يعني التحريك العشري للجزء ***3.821*** جهة اليمين لخانتين, بما يعني أن الرقم المذكور= ***0.03821*** ,و هكذا...

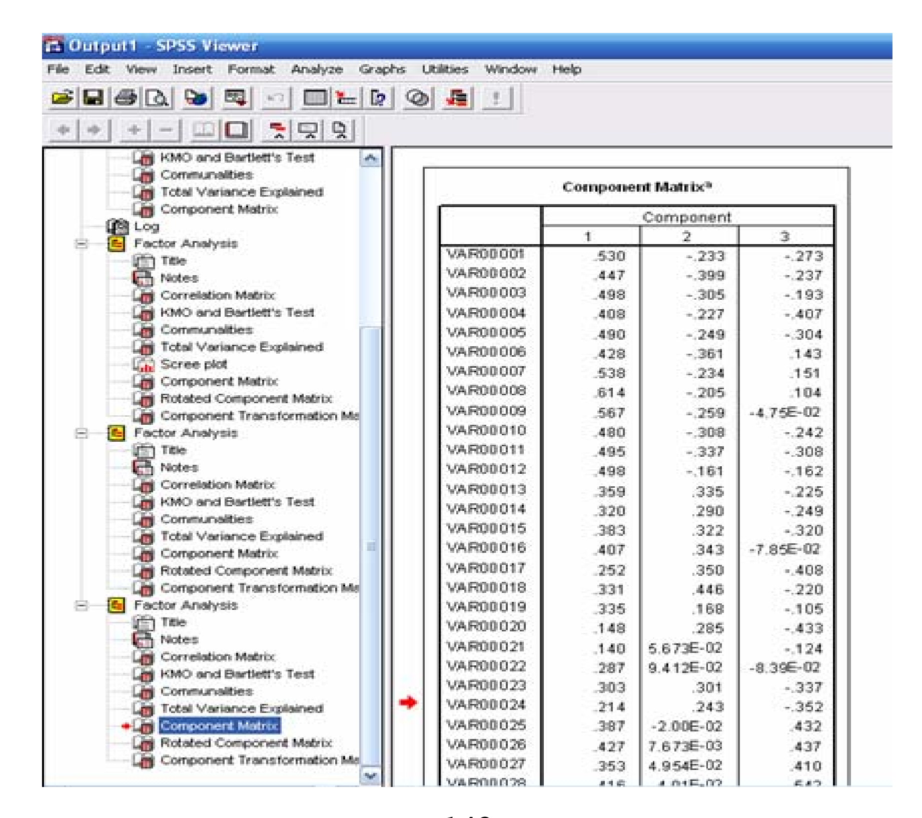
و الشاشة التالية تُظهر الجذور الكامنة و نـسب التبـاين للعوامـل الثلاثـة المستخلـصة و نـسبة التبـاين الكلية :



Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5.765	12.010	12.010	5.765	12.010	12.010	4.858	10.120	10.120
2	4.311	8.981	20.991	4.311	8.981	20.991	4.502	9.378	19.498
3	3.437	7.160	28.151	3.437	7.160	28.151	4.153	8.653	28.151
4	3.372	7.026	35.177						
5	2.082	4.337	39.514						
6	1.705	3.552	43.066						
7	1.497	3.118	46.184						
8	1.412	2.943	49.127						
9	1.281	2.668	51.795						
10	1.200	2.500	54.295						
11	1.162	2.420	56.71[illegible]						
12	1.140	2.374	59.08[illegible]						
13	1.113	2.319	61.408						
14	1.016	2.116	63.523						
15	.950	1.979	65.503						
16	.931	1.939	67.441						
17	.888	1.850	69.291						
18	.850	1.770	71.062						
19	.826	1.720	72.782						
20	.774	1.612	74.394						
21	.752	1.567	75.961						
22	.720	1.500	77.461						
23	.696	1.451	78.912						
24	.680	1.416	80.328						
25	.632	1.318	81.645						
26	.622	1.296	82.941						
27	.596	1.242	84.183						

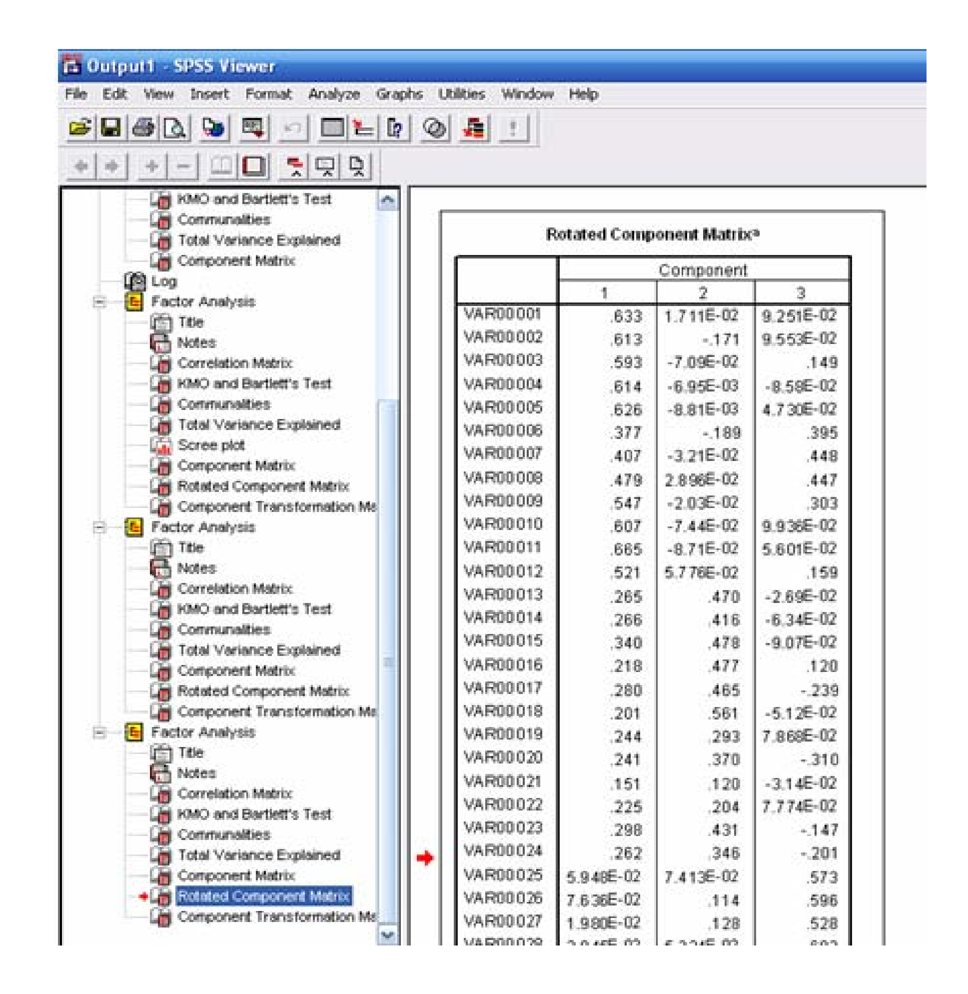
و الشاشة التالية تُظهر مصفوفة تشبعات البنـود(المتغـيرات الملاحَظـة) عـلى العوامـل المـستخرجة قبـل التدوير :



Component Matrix[a]

	Component		
	1	2	3
VAR00001	.530	-.233	-.273
VAR00002	.447	-.399	-.237
VAR00003	.498	-.305	-.193
VAR00004	.408	-.227	-.407
VAR00005	.490	-.249	-.304
VAR00006	.428	-.361	.143
VAR00007	.538	-.234	.151
VAR00008	.614	-.205	.104
VAR00009	.567	-.259	-4.75E-02
VAR00010	.480	-.308	-.242
VAR00011	.495	-.337	-.308
VAR00012	.498	-.161	-.162
VAR00013	.359	.335	-.225
VAR00014	.320	.290	-.249
VAR00015	.383	.322	-.320
VAR00016	.407	.343	-7.85E-02
VAR00017	.252	.350	-.408
VAR00018	.331	.446	-.220
VAR00019	.335	.168	-.105
VAR00020	.148	.285	-.433
VAR00021	.140	5.673E-02	-.124
VAR00022	.287	9.412E-02	-8.39E-02
VAR00023	.303	.301	-.337
VAR00024	.214	.243	-.352
VAR00025	.387	-2.00E-02	.432
VAR00026	.427	7.673E-03	.437
VAR00027	.353	4.954E-02	.410
VAR00028	[illegible]	[illegible]	[illegible]

أما الشاشة التالية فتُظهر مصفوفة التشبعات بعد التدوير:



Rotated Component Matrix[a]

	Component		
	1	2	3
VAR00001	.633	1.711E-02	9.251E-02
VAR00002	.613	-.171	9.553E-02
VAR00003	.593	-7.09E-02	.149
VAR00004	.614	-6.95E-03	-8.59E-02
VAR00005	.626	-8.81E-03	4.730E-02
VAR00006	.377	-.189	.395
VAR00007	.407	-3.21E-02	.448
VAR00008	.479	2.896E-02	.447
VAR00009	.547	-2.03E-02	.303
VAR00010	.607	-7.44E-02	9.936E-02
VAR00011	.665	-8.71E-02	5.601E-02
VAR00012	.521	5.776E-02	.159
VAR00013	.265	.470	-2.69E-02
VAR00014	.266	.416	-6.34E-02
VAR00015	.340	.478	-9.07E-02
VAR00016	.218	.477	.120
VAR00017	.280	.465	-.239
VAR00018	.201	.561	-5.12E-02
VAR00019	.244	.293	7.868E-02
VAR00020	.241	.370	-.310
VAR00021	.151	.120	-3.14E-02
VAR00022	.225	.204	7.774E-02
VAR00023	.298	.431	-.147
VAR00024	.262	.346	-.201
VAR00025	5.948E-02	7.413E-02	.573
VAR00026	7.636E-02	.114	.596
VAR00027	1.980E-02	.128	.528

الخطوة الثانية عشر : يمكن إظهار ملامح نتيجة التحليل العاملي بعد التدوير في الجدول التالي:

البنود	تشبعات العامل الأول	تشبعات العامل الثاني	تشبعات العامل الثالث	الشيوع
1	0.633	0.017	0.093	0.41
2	0.613	0.171-	0.096	0.415

0.379	0.149	0.071-	0.593	3
0.384	0.086-	0.007-	0.614	4
0.395	0.047	0.009-	0.626	5
0.334	0.395	0.189-	0.377	6
0.367	0.448	0.032-	0.407	7
0.43	0.447	0.029	0.479	8
0.391	0.303	0.02-	0.547	9
0.383	0.099	0.074-	0.607	10
0.453	0.056	0.087-	0.665	11
0.3	0.159	0.058	0.521	12
0.292	0.027-	0.47	0.265	13
0.248	0.063-	0.416	0.266	14
0.352	0.091-	0.478	0.34	15
0.29	0.12	0.477	0.218	16
0.352	0.239-	0.465	0.28	17
0.357	0.051-	0.561	0.201	18
0.152	0.079	0.293	0.244	19
0.291	0.31-	0.37	0.241	20
0.038	0.031-	0.12	0.151	21
0.098	0.078	0.204	0.225	22
0.296	0.147-	0.431	0.298	23
0.228	0.201-	0.346	0.262	24
0.337	0.573	0.074	0.059	25
0.374	0.596	0.114	0.076	26
0.296	0.528	0.128	0.02	27

28	0.028	0.053	0.682	0.468
29	0.082	0.101	0.624	0.407
30	0.063	0.089-	0.425	0.192
31	0.063	0.332	0.295	0.201
32	0.021	0.093-	0.461	0.221
33	0.107	0.199	0.291	0.136
34	0.002-	0.056	0.478	0.232
35	0.114	0.122	0.367	0.163
36	0.051	0.029	0.496	0.249
37	0.01-	0.378	0.1	0.153
38	0.173-	0.51	0.115	0.303
39	0.204-	0.517	0.106	0.321
40	0.09-	0.356	0.123	0.15
41	0.071-	0.39	0.082	0.164
42	0.003	0.32	0.147-	0.124
43	0.124-	0.377	0.015-	0.158
44	0.15-	0.24	0.182	0.113
45	0.178-	0.424	0.126	0.227
46	0.112-	0.428	0.162	0.222
47	0.207-	0.517	0.062	0.314
48	0.081-	0.577	0.11	0.351
الجذر الكامن	4.86	4.5	4.15	13.51
نسبة التباين	10.12	9.38	8.65	النسبة التراكمية=28.15

الخطوة الثالثة عشر: يتم تصفية البنود على العوامل طبقاً لأعلى تـشبع بحيـث لا يقـل التـشبع عـن 0.3,و بذلك يتشبع كل بند على عامل واحد فقط من العوامل الثلاثة ,أما إذا قل تشبع البند عن 0.3 في كل عامل يتم حذفه.

ملاحظة

يمكن تبني محكات أخرى لدلالة التشبع غير 0.3 مثل 0.35 أو 0.4 أو غيرها من المحكات كما سبق ذكره في الإطار النظري ,و في الواقع بتغير المحك تتغير نتيجة التصفية النهائية للبنود,و لكن أشهر محك يمكن تبنيه هو المحك الموضح (0.3) المشهور بإسم محك جيلفورد.

و من ثم تصبح البنود المتشبعة على عواملها موضحة في الجدول التالي:

البنود	تشبعات العامل الأول	تشبعات العامل الثانى	تشبعات العامل الثالث
1	0.633		
2	0.613		
3	0.593		
4	0.614		
5	0.626		
6			0.395
7			0.448
8	0.479		
9	0.547		

		0.607	10
		0.665	11
		0.521	12
	0.47		13
	0.416		14
	0.478		15
	0.477		16
	0.465		17
	0.561		18
			19
	0.37		20
			21
			22
	0.431		23
	0.346		24
0.573			25
0.596			26
0.528			27

0.682			28
0.624			29
0.425			30
	0.332		31
0.461			32
			33
0.478			34
0.367			35
0.496			36
	0.378		37
	0.51		38
	0.517		39
	0.356		40
	0.39		41
	0.32		42
	0.377		43
			44
	0.424		45

	0.428		46
	0.517		47
	0.577		48

و بعد حذف البنود الموضحة في الجدول السابق و التي أرقامها 19-21-22-33-44,يصبح عدد البنود النهائي بعد التحليل العاملي 43 بنداً .

الخطوة الرابعة عشر: تسمية العوامل :

لتسمية العوامل ينبغي معرفة محتوى البنود , و لتسهيل التسمية يتم ترتيب البنود تنازلياً طبقاً لتشبعاتها على العامل بحيث يكون أول بند له أعلى تشبع على العامل و هكذا كما سلف ذكره في الإطار النظري كالتالي:

العامل الأول: الجدول التالي يوضح محتوى البنود المتشبعة على العامل الأول مرتبة تنازلياً طبقاً لقيم التشبعات :

و بتفحص محتوى بنود الجدول نجد أنها تدور حول الاقتناع بأهمية مادة الرياضيات و فائدتها في شتى مجالات الحياة ,و لذلك يمكن تسمية العامل بـ(الاقتناع بأهمية مادة الرياضيات):

رقم البند في المقياس	محتوى البند أو ما يقوله البند	تشبع البند
11	يمكن الاستفادة من الرياضيات في مجال الطب.	0.665
1	استذكار مادة الرياضيات ممتع .	0.633
5	الرياضيات مادة مفيدة في الحياة.	0.626
4	دراسة الرياضيات مهمة في دراسة بقية العلوم.	0.614

2	الرياضيات مادة تنمي مهارات التفكير.	0.613
10	تُعد مادة الرياضيات من أهم العلوم .	0.607
3	الرياضيات مهمة في الاكتشافات العلمية.	0.593
9	تساعد مادة الرياضيات في تنمية القدرة على حل المشكلات.	0.547
12	يمكن الاستفادة من الرياضيات في مجال الوراثة.	0.521
8	لا غنى للإنسان العادي عن قدر ما من المعلومات المتضمنة في الرياضيات.	0.479

العامل الثاني: الجدول التالي يوضح محتوى البنود المتشبعة على العامل الثاني مرتبة تنازلياً طبقاً للتشبعات:

و بتفحص محتوى بنود الجدول نجد أنها تدور حول التعامل بسهولة و يسر مع مادة الرياضيات و فهم موضوعاتها,و لذلك يمكن تسمية العامل بـ(الشعور بالسهولة الأكاديمية لمادة الرياضيات):

رقم البند في المقياس	محتوى البند أو ما يقوله البند	تشبع البند
48	أشارك في المناقشات المتعلقة بالرياضيات في الفصل.	0.577
18	أجد سهولة في حل المسائل الرياضية.	0.561
39	يمكنني التمييز بين المعين و المستطيل.	0.517

47	أستطيع التمييز بين الأشكال المجسمة و الأشكال المسطحة.	0.517
38	درجاتي مرتفعة في مادة الرياضيات.	0.51
15	لا يقلقني امتحان الرياضيات.	0.478
16	لا أحتاج لفصول تقوية أو دروس إضافية في الرياضيات.	0.477
13	يمكنني تذكر المفاهيم الرياضية .	0.47
17	إذا كانت مادة الرياضيات من المواد الاختيارية سأقوم باختيارها.	0.465
23	يمكنني التمييز بين الأس و الأساس.	0.431
46	أجيد التعامل مع الأرقام.	0.428
45	لديَّ القدرة على فهم المسألة الرياضية المطروحة عليَّ.	0.424
14	أستطيع أن أرسم الأشكال الهندسية.	0.416
41	يمكنني أن ارسم شكلاً بيانياً.	0.39
37	يستعين بي زملائي في استذكار دروس الرياضيات.	0.378
43	يمكنني التمييز بين مساحة الدائرة و محيط الدائرة.	0.377
20	يمكنني التمييز بين الأعداد الأولية و الأعداد غير الأولية .	0.37

40	يمكنني تخيل أبعاد الفراغ .	0.356
24	يمكنني إجراء العمليات المتعلقة بحساب المثلثات .	0.346
31	لا يستخدم معلم الرياضيات الضرب كوسيلة عقاب لنا.	0.332
42	تعد مادة الرياضيات مادة سهلة بالنسبة لي .	0.32

العامل الثالث: الجدول التالي يوضح محتوى البنود المتشبعة على العامل الثالث مرتبة تنازلياً طبقاً للتشبعات:

و بتفحص محتوى بنود الجدول نجد أنها تدور حول العلاقة الايجابية بين الطالب و معلم الرياضيات و كذلك الجهود التدريسية التي يبذلها المعلم مع الطالب و يشعر الطالب بها و يقدرها ,و لذلك يمكن تسمية العامل بـ(الاتجاه الايجابي نحو معلم الرياضيات):

رقم البند في المقياس	محتوى البند أو ما يقوله البند	تشبع البند
28	يعطي معلم الرياضيات فرصة للتلاميذ لحل المسائل على السبورة.	0.682
29	يسعى معلم الرياضيات إلى استخدام أشياء في الشرح مثل اللوحات و الأشكال المجسمة لتسهيل المادة .	0.624
26	يكلفني معلم الرياضيات بواجبات منزلية.	0.596
25	يجعلني معلم الرياضيات أحب المادة.	0.573
27	عندما لا أستطيع حل مسألة ,لا يحرجني المعلم.	0.528

36	يشجعنا المعلم على حل المسائل بالمكافئات المادية و كلمات الشكر.	0.496
34	يكلفنا معلم الرياضيات باختبارات أسبوعية .	0.478
32	درس الرياضيات الذي لا أحضره يصعب عليَّ فهمه.	0.461
7	يسعى معلم الرياضيات إلى شرح المادة بأكثر من أسلوب .	0.448
30	يشرح معلم الرياضيات الدروس بطريقة جذابة .	0.425
6	أحب المعلم الذي يقوم بتدريسي مادة الرياضيات.	0.395
35	يشجعنا معلم الرياضيات على طلب مساعدته في أوقات فراغه المدرسية.	0.367

ملاحظات

- تَّم تسمية كل عامل من العوامل الثلاثة السابقة بناءً على محتوى كل (أو معظم) البنود المتشبعة تشبعاً جوهرياً (أعلى من 0.3) على العامل ,و ليس بناءً على محتوى البند الذي حظي بأعلى تشبع ,حيث يرى المؤلف أن الطريقة الأولى في التسمية تُعد أفضل من الطريقة الثانية لمراعاتها عدد أكبر من البنود عند التسمية.
- ستتغير أرقام البنود في الصورة النهائية للمقياس بعد حذف البنود غير المتشبعة تشبعاً جوهرياً(5 بنود في المثال الحالي).
- المثال السابق كان أكثر تفصيلاً ,و لكن المثال التالي سيتسم بالبعد عن التفاصيل

المثال الثاني : مثال على تحليل عاملي استكشافي مائل :

نفترض أن باحثاً قام باستخدام مقياس مفهوم الذات الأكاديمي المعد بواسطة (***Tan & Yates,2007***) و يتكون المقياس من 20 بنداً يتبع تدريج ليكرت الثنائي,و تم التطبيق على 83 طالباً بإحدى المدارس الثانوية,و بذلك يصبح بين أيدي الباحث ملفٌ من البيانات يحتوي على درجات الطلاب في كل بند من بنود المقياس,و المطلوب اكتشاف البنية العاملية للمقياس.

و بنود المقياس كالتالي :

1-يمكنني متابعة الدروس بسهولة .

2-أحلم أحلام اليقظة في الفصل .

3-أستطيع أن أساعد زملائي في واجباتهم .

4-أؤدي واجبي المدرسي بدون تفكير .

5-إذا بذلت مزيد من الجَهد,فأعتقد أنني يمكنني الالتحاق بالجامعة .

6-أنتبه جيداً للمعلمين أثناء الشرح .

7-معظم زملائي أذكى مني .

8-أستذكر جيداً من أجل الاستعداد للامتحان .

9-يشعر المعلم أن أدائي الدراسي ضعيف.

10-أهتم بدراستي.

11-أنسى ما تعلمته .

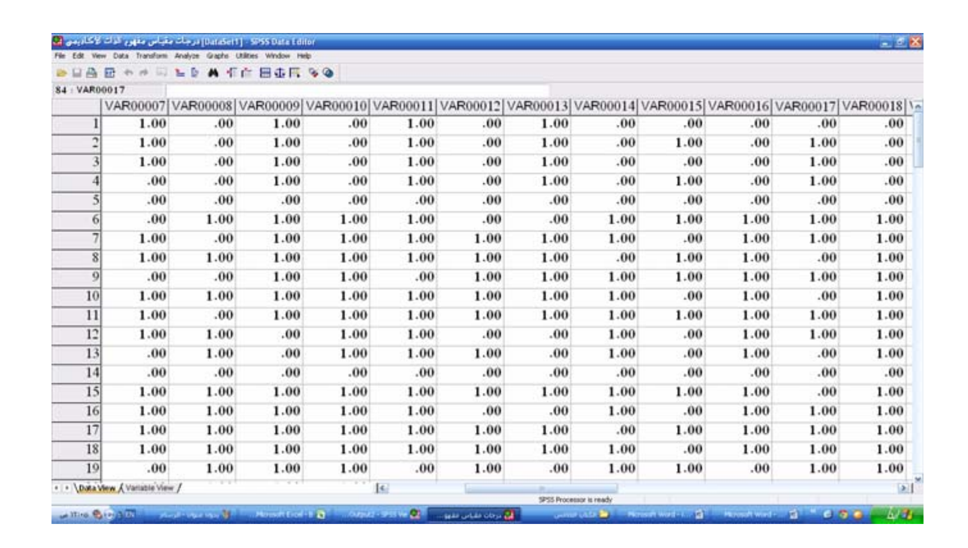
12-أود بذل أقصى ما في وسعي للنجاح في الامتحانات .

13- أشعر بالفزع عندما يسألني المعلمون .

14-أشعر برغبتي في ترك المدرسة .
15-أشعر أن مستواي جيد في معظم المواد الدراسية .
16-أنتظر شرح الدروس حتى نهايتها.
17-أؤدي أداءً ضعيفاً في الامتحانات.
18-لن أستسلم بسهولة عندما أواجه سؤالاً صعباً في واجبي المدرسي .
19-يمكنني أن أؤدي أفضل من زملائي في معظم المواد .
20-لا أود إعطاء وقت لمزيد من الجَهد في واجبي المدرسي.

يمكن تطبيق التحليل العاملي الاستكشافي على درجات بنود المقياس السابق باتباع الخطوات التالية .

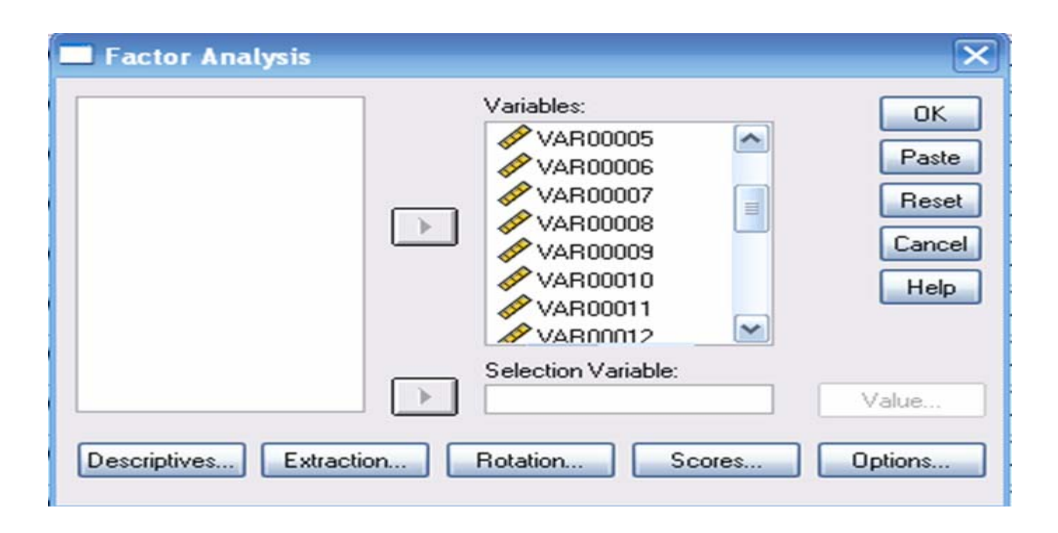
الخطوة الأولى: إدخال درجات بنود المقياس و المكون من 20 بنداً أو متغيراً ملاحَظاً على برنامج ***SPSS*** [45] كما هو موضح بالشكل التالي :



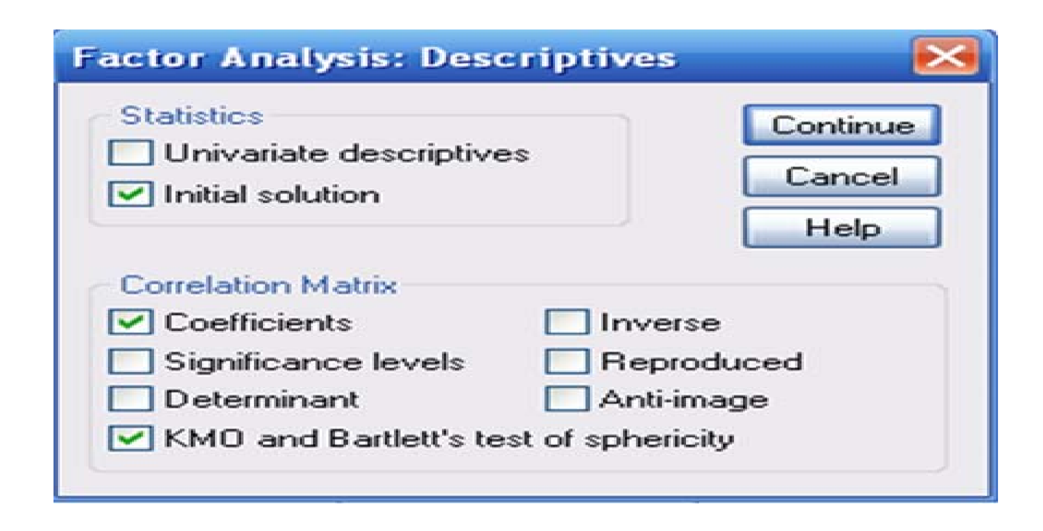
	VAR00007	VAR00008	VAR00009	VAR00010	VAR00011	VAR00012	VAR00013	VAR00014	VAR00015	VAR00016	VAR00017	VAR00018
1	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	.00	.00	.00	.00
2	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00
3	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	.00	.00	1.00	.00
4	.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00
5	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00
6	.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
7	1.00	.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00
8	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	1.00	.00	1.00
9	.00	.00	1.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
10	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00
11	1.00	.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
12	1.00	1.00	.00	1.00	1.00	.00	.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00
13	.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00
14	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00
15	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00
16	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00
17	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00	1.00
18	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	1.00	1.00
19	.00	1.00	1.00	1.00	.00	1.00	.00	1.00	1.00	.00	1.00	1.00

45 تمَّ استخدام الإصدارة SPSS 14 ,و يمكن استخدام أي إصدارة أخرى أقل أو أعلى .

الخطوة الثانية: الذهاب إلى قائمة ***Analyze*** ثم ***Data Reduction*** ثـم ***Factor***... , ليظهـر مربـع حـوار ,ثم يتم اختيار كل المتغيرات الموجودة في الجانب الأيسر من مربع الحوار(20 متغيراً ملاحَظاً) و إدخالها في صندوق المتغيرات (الموجود في وسط مربع الحوار) كالتالي:

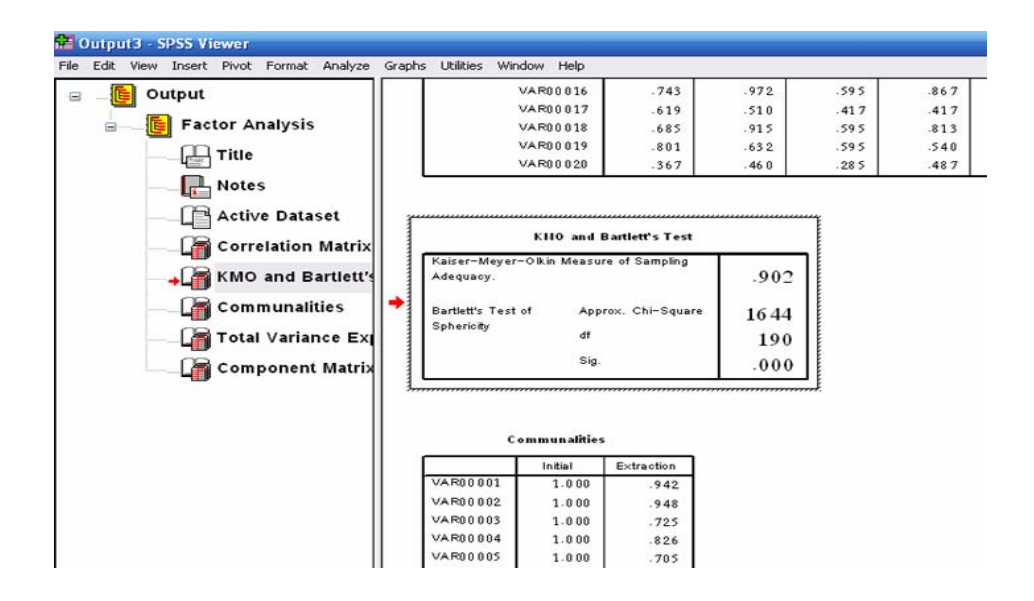


الخطوة الثالثة : يتم الضغط على الزر ***Descriptives***... لـكي يظهـر مربـع حـوار كـما بالـشكل, و يـتم انتقاء ***Initial Solution*** ,و ***Coefficients*** , و ***KMO and Bartlett's Test of Sphericity*** , كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الاستقرار على هذه الخيارات ,يتم الـضغط عـلى الـزر ***Continue*** لإخفـاء مربـع الحوار الحالي و العودة لمربع الحوار الرئيسي .

و قبل استكمال خطوات التحليل العاملي نود التحقق من نتيجة هـذه الخطـوة و ذلـك بالـضغط عـلى الزر ***OK*** و تظهر النتيجة كما في الشكل التالي:

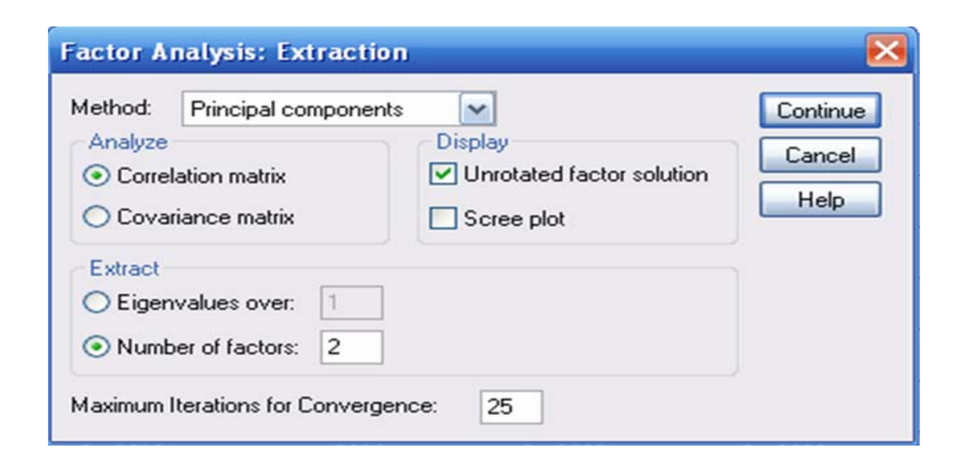


و بالنظر على شاشة النتائج السابقة نجد احتوائها على العديد من النتـائج ,لكـن مـا يهمنـا منهـا حتـى نستكمل التحليل هو نتيجة اختباري ***KMO & Bartlett*** لقابلية المصفوفة للتحليـل العـاملي ,و نظـراً لأن قيمة اختبار ***0.902*** = ***KMO*** أي أكبر من 0.7 ,كما أن قيمة اختبار ***Bartlett*** دالـة إحـصائياً لـذلك يمكـن استكمال خطوات التحليل العاملي بكل اطمئنان .

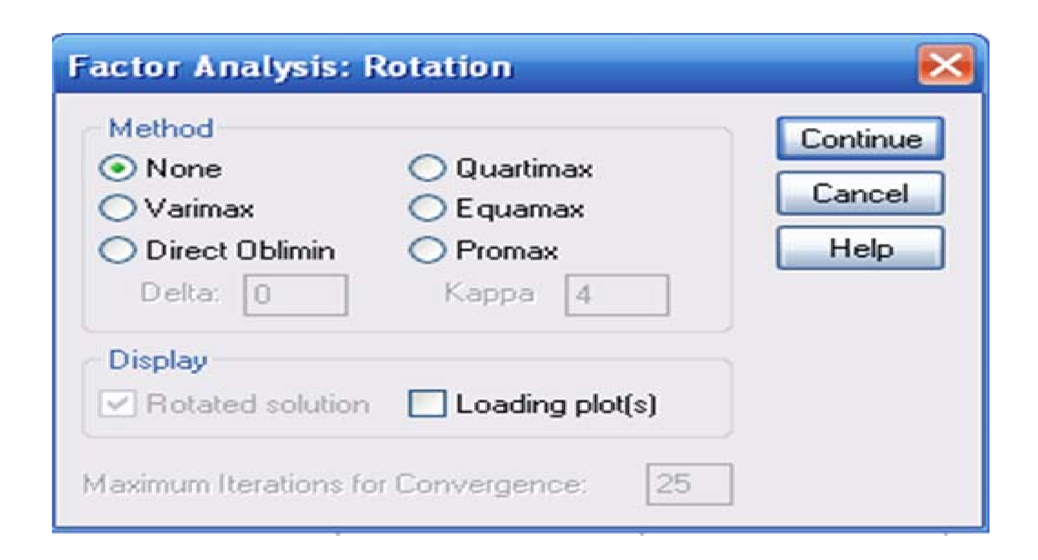
الخطوة الخامسة: يتم الضغط عـلى الـزر ***Extraction***... لاختيـار طريقـة التحليـل العـاملي (طريقـة المكونـات الأساسـية) في جـزء ***Method*** و اختيـار مـصفوفة الارتبـاط في جـزء ***Analyze*** ,و اختيـار عـدد العوامل (2) في جزء ***Extract*** لوجـود خلفيـة نظريـة تؤيِّـد ذلـك[46] ,و سـيتم تجاهـل اختيـار ***Scree Plot***

46 يجب على الباحث الإشارة إلى هذه الخلفية النظرية و ما تشمله من أطر نظرية و دراسات سابقة في بحثه .

في جزء ***Display*** لعدم حاجتنا لمحك كاتل في هذا المثال حيث تـم اختيـار عـدد العوامـل(2) , أما جـزء ***Maximum Iterations for Convergence*** فسنستقر على العدد الافتراضي من المحاولات المطلوبـة لإنتـاج الحل العاملي و هو 25 , و الشكل النهائي لمربع الحوار قبل استكمال التحليل موضح بالشكل التالي:



الخطوة السادسة: الضغط على الزر ***Continue*** لإخفاء المربع و الذهاب لمربع الحوار الأساسي للانتقال للزر ***Rotation***... و, بالضغط على هذا الزر يظهر مربع حوار فرعي كما بالشكل:



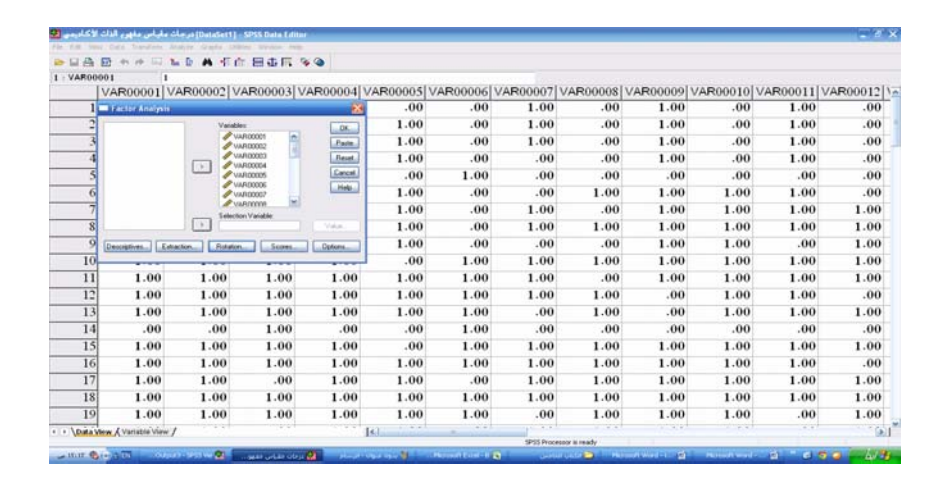
من مربع الحوار الفرعي الـسابق في جـزء ***Method*** نختـار طريقـة الأوبلمـن(***Direct Oblimin***) لافـتراض وجود خلفية نظرية و دراسات سابقة تؤيد وجود ارتباط بين العاملين المقترحين,بما يعنـي ضرورة إجـراء تدوير مائل للعوامل الذي يمثله طريقة الأوبلمن ,و لتحقيق درجة ملائمـة للميـل سـنختار قيمـة لـدلتا ***Delta*** أقل من 0.8 ,مثلاً سنختار 0.5 .[47]

أما في جزء ***Display*** سنتأكد من اختيارنا لعرض نتائج الحـل المـدور***Rotated Solution*** لعـرض مـصفوفة النمط و مصفوفة البنية و مصفوفة العلاقة الارتباطية بين العوامل بالنسبة للحل المائل .و سنُبْقي عـدد محاولات التدوير عند العدد الافـتراضي(25) , و الـشكل النهـائي لمربـع الحـوار قبـل اسـتكمال التحليـل موضح بالشكل التالي:

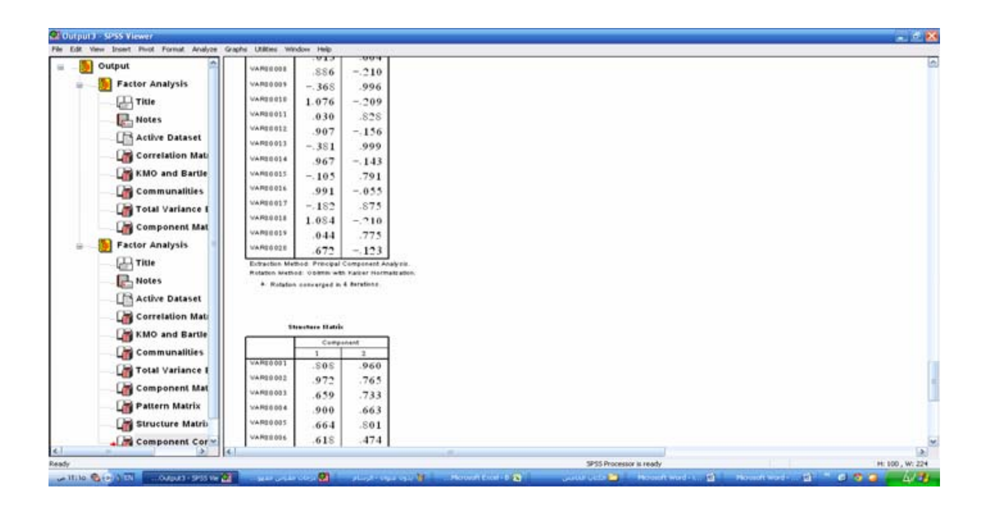
Factor Analysis: Rotation
Method
None
Quartimax
Varimax
Equamax
Direct Oblimin
Promax
Delta: 0.5
Kappa 4
Display
Rotated solution
Loading plot(s)
Maximum Iterations for Convergence: 25
Continue
Cancel
Help

47انظر جزء (2-3) في الفصل الأول .

الخطوة السابعة : نضغط على زر ***Continue*** لإخفاء المربع الفرعـي الخـاص بالتـدوير ,و الـذهاب إلى مربع الحوار الأساسي كما بالشكل :

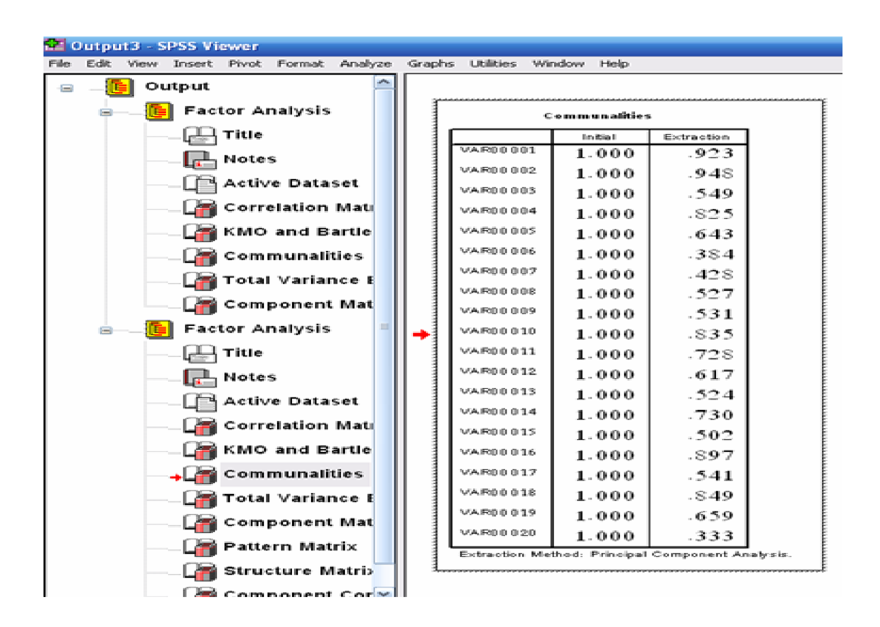


الخطوة الثامنة : يمكن ايضاح نتيجة التحليل العاملي الاستكشافي المدوَّر تـدويراً مـائلاً بالـضغط عـلى الزر ***OK*** ,حيث تظهر النتيجة في الشكل التالي:



و نظراً لاحتواء شاشة النتائج السابقة على العديد من المعلومات المهمة في تفسير نتيجة التحليل ,لـذلك سيتم عرض هذه النتائج في الأشكال التالية:

الشكل التالي يعرض شيوع المتغيرات الملاحَظة:

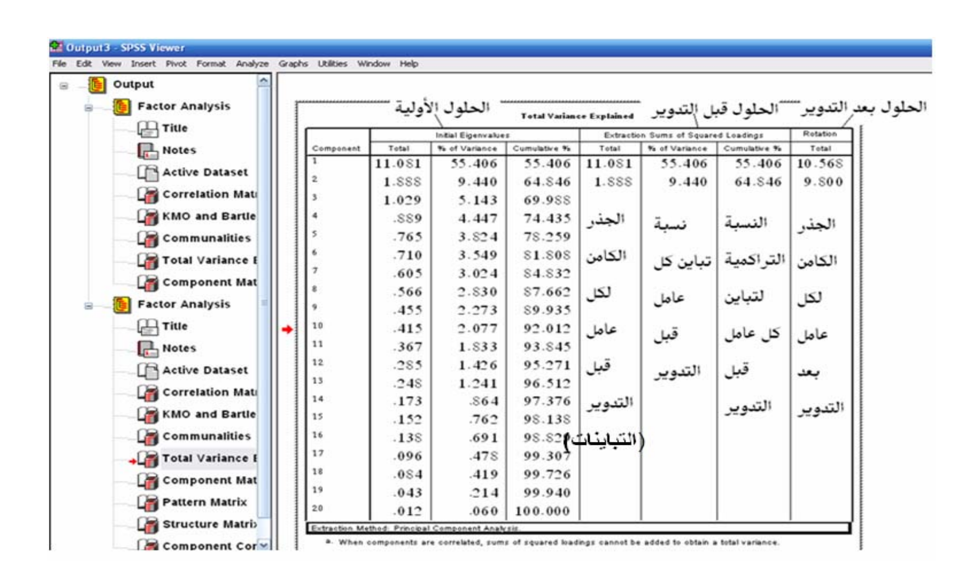


Communalities

	Initial	Extraction
VAR00001	1.000	.923
VAR00002	1.000	.948
VAR00003	1.000	.549
VAR00004	1.000	.825
VAR00005	1.000	.643
VAR00006	1.000	.384
VAR00007	1.000	.428
VAR00008	1.000	.527
VAR00009	1.000	.531
VAR00010	1.000	.835
VAR00011	1.000	.728
VAR00012	1.000	.617
VAR00013	1.000	.524
VAR00014	1.000	.730
VAR00015	1.000	.502
VAR00016	1.000	.897
VAR00017	1.000	.541
VAR00018	1.000	.849
VAR00019	1.000	.659
VAR00020	1.000	.333

Extraction Method: Principal Component Analysis.

و الشكل التالي يعرض نسبتي التباين و نسبتي التباين التراكميتين للعاملين(المكونين) قبل التدوير ,و كذلك الجذرين الكامنين قبل و بعد التدوير:



Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total
1	11.081	55.406	55.406	11.081	55.406	55.406	10.568
2	1.888	9.440	64.846	1.888	9.440	64.846	9.800
3	1.029	5.143	69.988				
4	.889	4.447	74.435				
5	.765	3.824	78.259				
6	.710	3.549	81.808				
7	.605	3.024	84.832				
8	.566	2.830	87.662				
9	.455	2.273	89.935				
10	.415	2.077	92.012				
11	.367	1.833	93.845				
12	.285	1.426	95.271				
13	.248	1.241	96.512				
14	.173	.864	97.376				
15	.152	.762	98.138				
16	.138	.691	98.82				
17	.096	.478	99.307				
18	.084	.419	99.726				
19	.043	.214	99.940				
20	.012	.060	100.000				

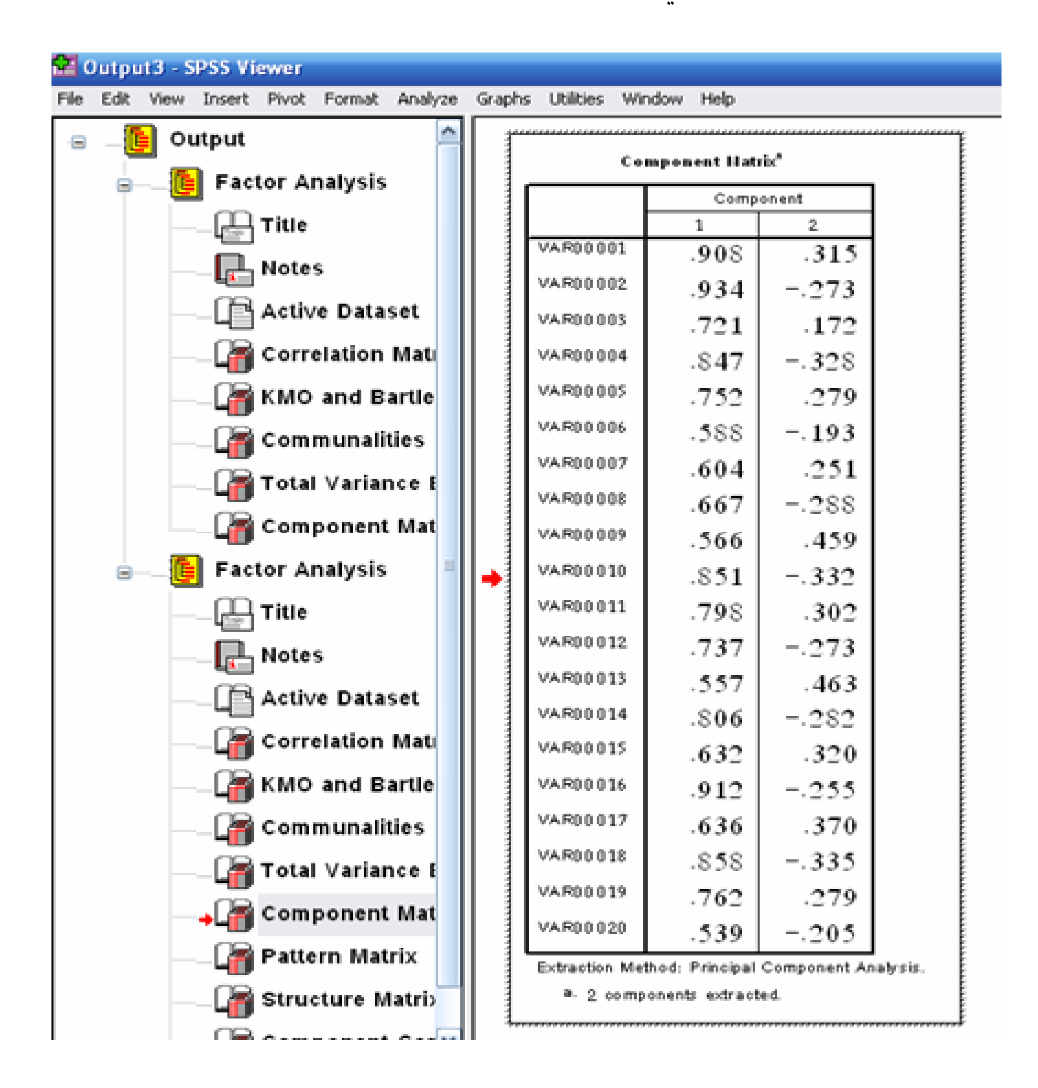
Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. When components are correlated, sums of squared loadings cannot be added to obtain a total variance.

ملاحظة

في حالة التدوير المائل لا توجد نسب تراكمية لتباين العوامل بعد التدوير نظراً لوجود أجزاء مشتركة بين العوامل لا تسمح بجمع تبايناتها

و الشكل التالي يعرض تشبعات البنود على العوامل(العاملين) قبل التدوير, و هى ما تسمى مصفوفة المكونات ***Component Matrix*** كالتالي :

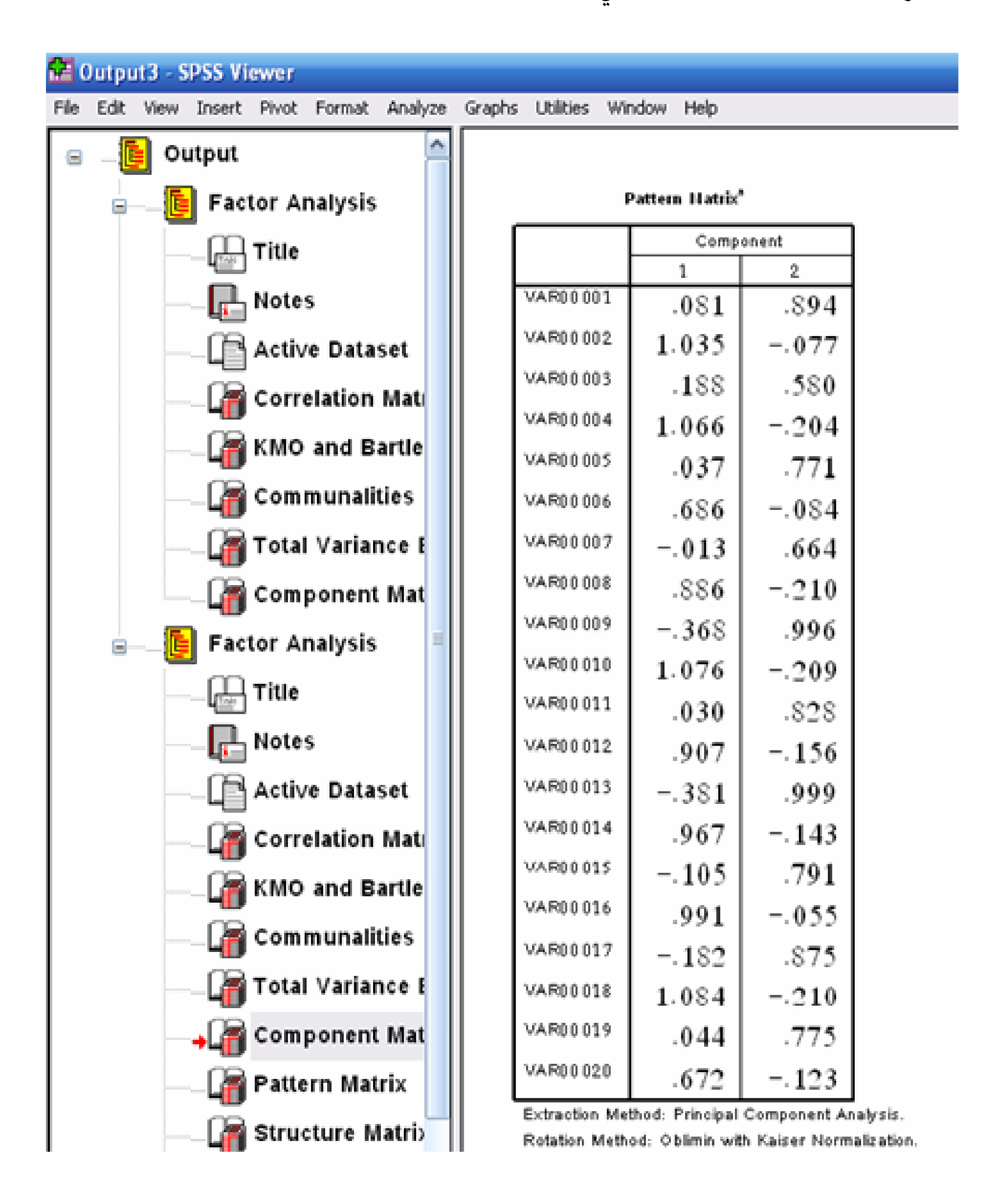


Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
VAR00001	.908	.315
VAR00002	.934	-.273
VAR00003	.721	.172
VAR00004	.847	-.328
VAR00005	.752	.279
VAR00006	.588	-.193
VAR00007	.604	.251
VAR00008	.667	-.288
VAR00009	.566	.459
VAR00010	.851	-.332
VAR00011	.798	.302
VAR00012	.737	-.273
VAR00013	.557	.463
VAR00014	.806	-.282
VAR00015	.632	.320
VAR00016	.912	-.255
VAR00017	.636	.370
VAR00018	.858	-.335
VAR00019	.762	.279
VAR00020	.539	-.205

Extraction Method: Principal Component Analysis.
a. 2 components extracted.

و الشكل التالي يعرض مصفوفة تشبعات البنود على العوامل(العاملين) بعد التدوير , و هى ما تـسمى مصفوفة النمط *Pattern Matrix* كالتالي:

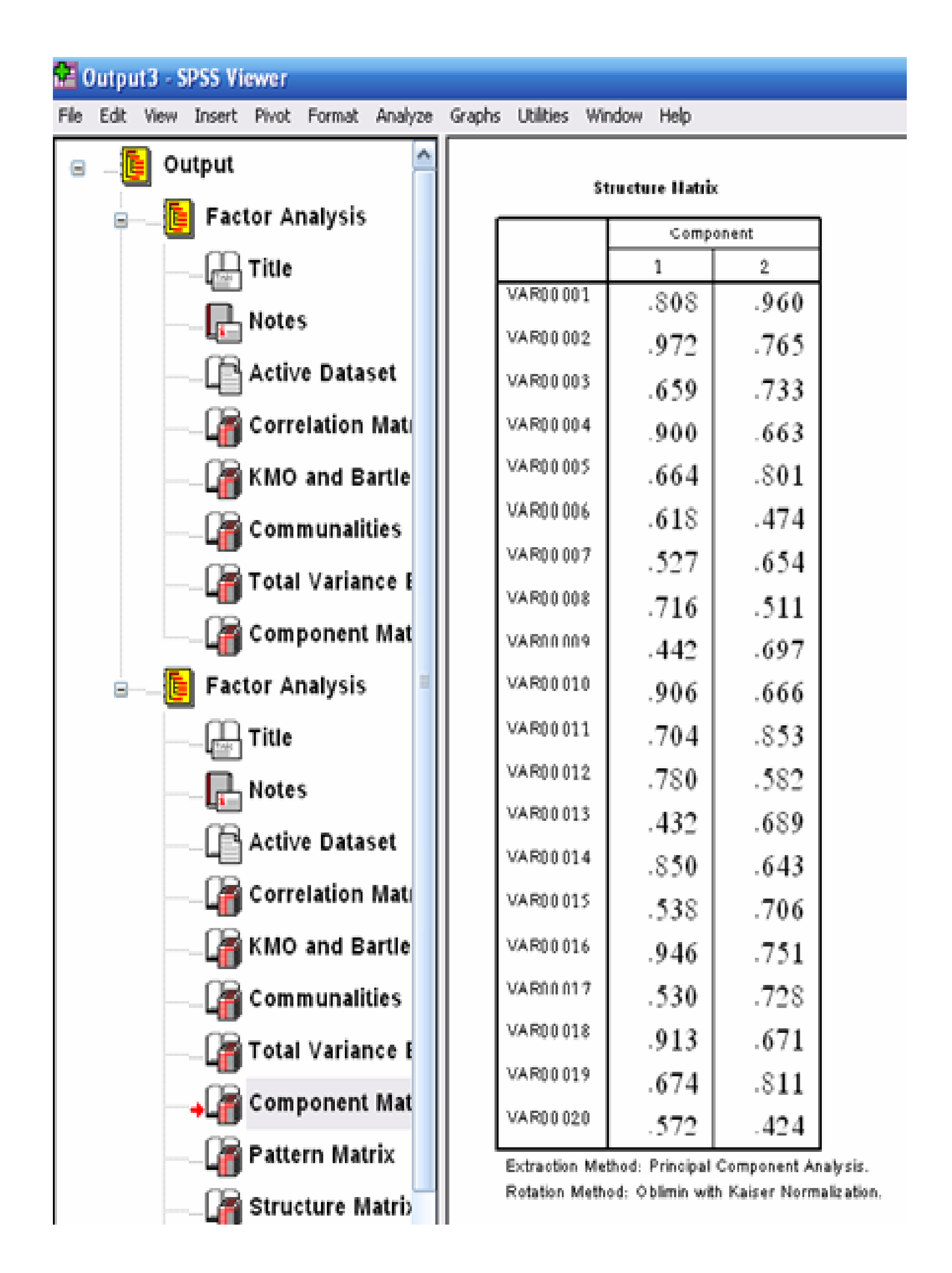


Pattern Matrix[a]

	Component	
	1	2
VAR00001	.081	.894
VAR00002	1.035	-.077
VAR00003	.188	.580
VAR00004	1.066	-.204
VAR00005	.037	.771
VAR00006	.686	-.084
VAR00007	-.013	.664
VAR00008	.886	-.210
VAR00009	-.368	.996
VAR00010	1.076	-.209
VAR00011	.030	.828
VAR00012	.907	-.156
VAR00013	-.381	.999
VAR00014	.967	-.143
VAR00015	-.105	.791
VAR00016	.991	-.055
VAR00017	-.182	.875
VAR00018	1.084	-.210
VAR00019	.044	.775
VAR00020	.672	-.123

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

و الشكل التالي يعرض مصفوفة معاملات ارتبـاط البنـود بالعوامـل(العـاملين) بعـد التـدوير و هـى ما تسمى مصفوفة البنية *Structure Matrix* كالتالي:

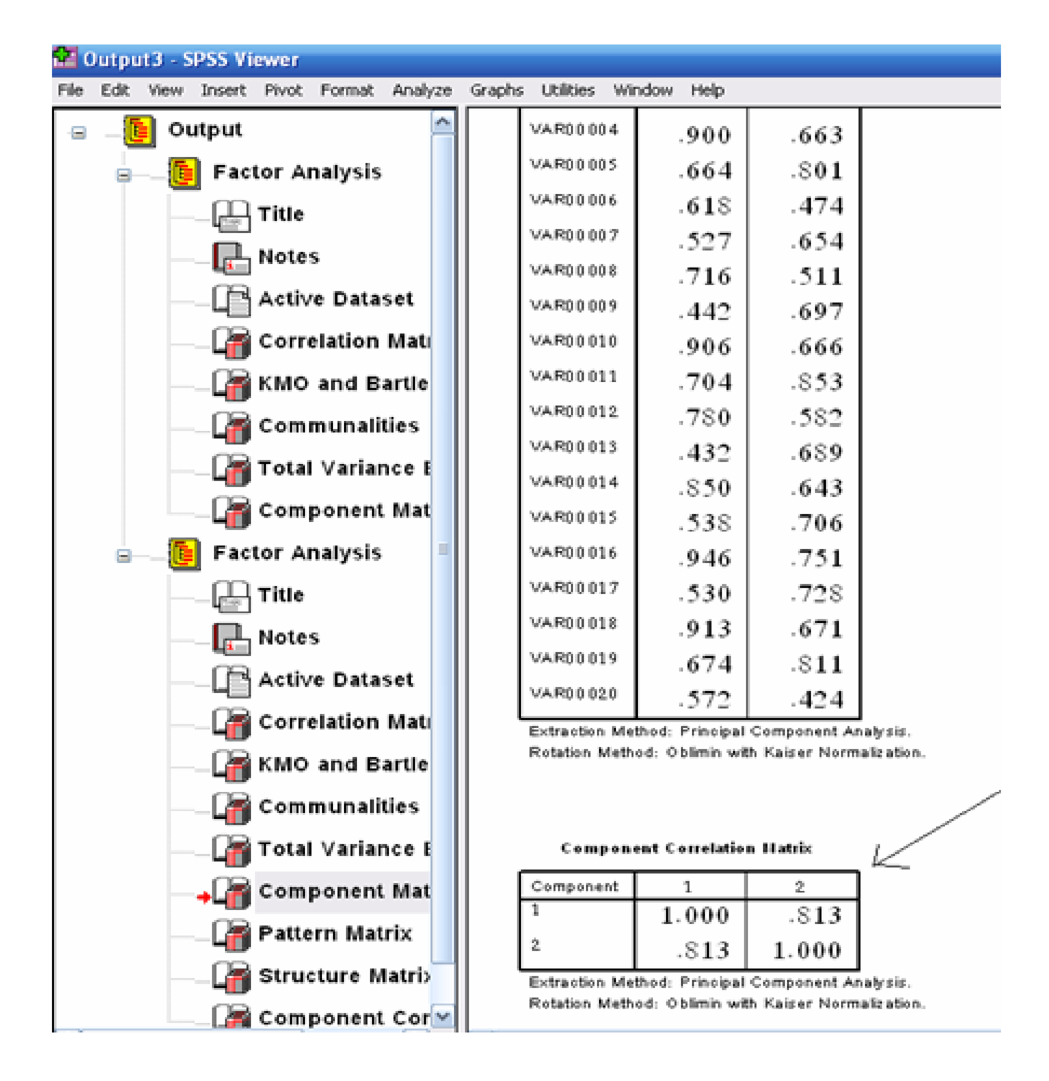


Structure Matrix

	Component	
	1	2
VAR00001	.808	.960
VAR00002	.972	.765
VAR00003	.659	.733
VAR00004	.900	.663
VAR00005	.664	.801
VAR00006	.618	.474
VAR00007	.527	.654
VAR00008	.716	.511
VAR00009	.442	.697
VAR00010	.906	.666
VAR00011	.704	.853
VAR00012	.780	.582
VAR00013	.432	.689
VAR00014	.850	.643
VAR00015	.538	.706
VAR00016	.946	.751
VAR00017	.530	.728
VAR00018	.913	.671
VAR00019	.674	.811
VAR00020	.572	.424

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

و الـشكل التـالي يعـرض مـصفوفة الارتبـاط بـين العوامـل(العـاملين) ***Component Correlation Matrix*** كالتالي:



VAR00004	.900	.663
VAR00005	.664	.801
VAR00006	.618	.474
VAR00007	.527	.654
VAR00008	.716	.511
VAR00009	.442	.697
VAR00010	.906	.666
VAR00011	.704	.853
VAR00012	.780	.582
VAR00013	.432	.689
VAR00014	.850	.643
VAR00015	.538	.706
VAR00016	.946	.751
VAR00017	.530	.728
VAR00018	.913	.671
VAR00019	.674	.811
VAR00020	.572	.424

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

Component Correlation Matrix

Component	1	2
1	1.000	.813
2	.813	1.000

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

الخطوة التاسعة : يمكن إظهار ملامح نتيجة التحليل العـاملي بعـد التـدوير في الجـدول التـالي الـذي يوضِّح تشبعات البنود على العوامل بعد التدوير(مصفوفة النمط) ,و كذلك الجذر الكامن لكل عامـل و نسبة تباينه و شيوع البنود:

البنود	تشبعات العامل الأول	تشبعات العامل الثاني	الشيوع
1	0.081	0.894	0.923

0.948	0.077-	1.035	2
0.549	0.58	0.188	3
0.825	0.204-	1.066	4
0.643	0.771	0.037	5
0.384	0.084-	0.686	6
0.428	0.664	0.013-	7
0.527	0.21-	0.886	8
0.531	0.996	0.368-	9
0.835	0.209-	1.076	10
0.728	0.828	0.03	11
0.617	0.156-	0.907	12
0.524	0.999	0.381-	13
0.73	0.143-	0.967	14
0.502	0.791	0.105-	15
0.897	0.055-	0.991	16
0.541	0.875	0.182-	17
0.849	0.21-	1.084	18
0.659	0.775	0.044	19

20	0.672	0.123-	0.333
الجذر الكامن	10.57	9.8	لا توجد نسبة تراكمية
نسبة التباين	%52.85	%49	

الخطوة العاشرة: يتم تصفية البنود على العوامل طبقاً لأعلى تشبع بحيث لا يقل التشبع عن 0.3,و بذلك يتشبع كل بند على عامل واحد فقط من العاملين المستخلصين ,أما إذا قل تشبع البند عن 0.3 في كل عامل يتم حذفه,و حيث أن كل بند احتوى على تشبع 0.3 فأكثر على عامل على الأقل من العاملين المستخلصين لذلك لن يتم حذف أي بند , و من ثم تصبح البنود المتشبعة على العاملين موضحة في الجدول التالي:

البنود	تشبعات العامل الأول	تشبعات العامل الثاني
1		0.894
2	1.035	
3		0.58
4	1.066	
5		0.771
6	0.686	
7		0.664
8	0.886	
9		0.996

10	1.076	
11		0.828
12	0.907	
13		0.999
14	0.967	
15		0.791
16	0.991	
17		0.875
18	1.084	
19		0.775
20	0.672	

ملاحظة

في التدوير المائل يمكن أن تتعدى قيمة أي تشبع في مصفوفة النمط الواحد الصحيح

الخطوة الحادية عشر: تسمية العوامل :

لتسمية العوامل ينبغي معرفة محتوى البنود المتشبعة على كل عامل كالتالي:

العامل الأول: الجدول التالي يوضح محتوى البنود المتشبعة على العامل الأول مرتبة تنازلياً طبقاً للتشبعات , و بتفحص محتوى بنود الجدول نجد أنها جميعاً

تدور حول سعى الطالب لبذل الجَهد اللازم لاستذكار المادة الدراسية و النجاح فيها ,و لذلك يمكن تسمية العامل بـ(الجهْد الأكاديمي):

تشبع البند	محتوى البند أو ما يقوله البند	رقم البند في المقياس
1.084	لن أستسلم بسهولة عندما أواجه سؤالاً صعباً في واجبي المدرسي .	18
1.076	أهتم بدراستي.	10
1.066	أؤدي واجبي المدرسي بدون تفكير .	4
1.035	أحلم أحلام اليقظة في الفصل .	2
0.991	أنتظر شرح الدروس حتى نهايتها.	16
0.967	أشعر برغبتي في ترك المدرسة .	14
0.907	أود بذل أقصى ما في وسعي للنجاح في الامتحانات .	12
0.886	أستذكر جيداً من أجل الاستعداد للامتحان .	8
0.686	أنتبه جيداً للمعلمين أثناء الشرح .	6
0.672	لا أود إعطاء وقت لمزيد من الجَهد في واجبي المدرسي.	20

العامل الثاني: الجدول التالي يوضح محتوى البنود المتشبعة على العامل الثاني مرتبة تنازلياً طبقاً للتشبعات , و بتفحص محتوى بنود الجدول نجد أنها تدور حول ثقة الطالب في قدرته على الدراسة ,و لذلك يمكن تسمية العامل بـ(الثقة الأكاديمية):

رقـــم البنـــد في المقياس	محتوى البند أو ما يقوله البند	تشبع البند
13	أشعر بالفزع عندما يسألني المعلمون .	0.999
9	يشعر المعلم أن أدائي الدراسي ضعيف.	0.996
1	يمكنني متابعة الدروس بسهولة .	0.894
17	أؤدي أداءً ضعيفاً في الامتحانات.	0.875
11	أنسى ما تعلمته .	0.828
15	أشعر أن مستواي جيد في معظم المواد الدراسية .	0.791
19	يمكنني أن أؤدي أفضل من زملائي في معظم المواد .	0.775
5	إذا بـذلت مزيـد مـن الجَهـد ,فأعتقـد أننـي يمكننـي الالتحـاق بالجامعة .	771
7	معظم زملائي أذكى مني .	0.664
3	أستطيع أن أساعد زملائي في واجباتهم .	0.58

الخطوة الثانية عشر: بتفحص معامل الارتباط بين العاملين نجد أنه يساوي 0,813 و هو قيمـة دالـة إحصائياً عند مـستوى 0.01 مـما يـدل عـلى وجـود علاقـة ايجابيـة بـين العـاملين المـستخرجين (الجَهـد الأكاديمي و الثقة الأكاديمية) ,بما يتمشى مع التدوير المائل.

المثال الثالث: مثال على تحليل عاملي توكيدي لنموذج عاملي مكون من ستة متغيرات ملاحَظة و متغير كامن واحد كالتالي:

ملاحظات

المثال العملي التالي سيكون على التحليل العاملي التوكيدي ,و هناك بعض الملاحظات الفرعية المتعلقة بهذا المثال يمكن ايضاحها كالتالي:

- سيتم تنفيذ التحليل العاملي التوكيدي على النموذج الأول في الإطار النظري [48] المكون من متغير كامن واحد و 6 متغيرات ملاحَظة .
- سيتم تنفيذ التحليل العاملي التوكيدي مرتين مرة باستخدام برنامج ***AMOS*** [49] و الذي يُعد أشهر البرامج الإحصائية المستخدمة في تنفيذ التحليل العاملي التوكيدي و النمذجة البنائية بشكل عام ,و البرنامج الآخر هو برنامج ***LISREL*** [50][51].

- من اللافت للانتباه و بشهادة العديد من المهتمين بهذا الأمر أن نتائج تحليل أي نموذج بنائي تتغير بدرجة طفيفة بتغير البرنامج المستخدم في التحليل ***AMOS***

48 انظر الجزء 3-1 .

49 يمكن تحميل إحدى إصدارات برنامج AMOS ,و هى إصدارة الطالب (Amos 5 Student Edition) من خلال الموقع (www.amosdevelopment.com/download) أو بكتابة إسم الإصدارة على موقع Google ، أو أى محرك بحث آخر .

50 يمكن تحميل إحدى إصدارات برنامج LISREL , و هى إصدارة الطالب (The Student Edition of LISREL for Windows) من خلال الموقع ()www.ssicentral.com/lisrel/downloads.html , أو بكتابة إسم الإصدارة على موقع Google ، أو أى محرك بحث آخر .

51 إصدارات الطالب محصورة على عدد معين من المتغيرات أو أفراد العينة أو بارامترات النموذج (لأغراض تجارية) ,و لكنها تُتاح لغرض التدريب و التعليم و الدعاية للبرنامج .

أو ***LISREL*** ,و سيتم في هذا المثال اجراء مقارنة بين نتائج البرنامجين و توضيح آراء المهتمين في هذا الأمر ,و أساسه الإحصائي .

- النماذج المفترضة الموضحة في الإطار النظري هى نماذج مصممة بواسطة البرنامج الأشهر ***Amos*** ,و هى تختلف في شكلها و ليس في مضمونها عن النماذج المفترضة في برنامج ***LISREL***.
- يفُضل للقارئ-الذي لم يتوفر لديه أحد البرنامجين أو كليهما- أن يقوم بتحميل أحدهما أو كليهما (نسخة الطالب) ,لكي يتدرب أكثر على طريقة التحليل .
- المثال الحالي يتكون من متغير كامن واحد فقط ,و عدد قليل من المتغيرات الملاحَظة (6 متغيرات),و لكن كما سبق ذكره في الإطار النظري هناك أنواع عديدة من النماذج المطلوب اختبارها بعضها قد يحتوي على متغير كامن واحد فقط و في هذه الحالة قد يتشبع علي المتغير الكامن عدد قليل من المتغيرات الملاحَظة(مثل اختبار بناء عاملي لأربعة اختبارات فرعية و معرفة إمكانية تمثيلها لعامل عام,هنا يكون النموذج البنائي عبارة عن عامل واحد و 4 متغيرات ملاحَظة) ,و قد يتشبع على العامل الواحد عدد كبير من المتغيرات الملاحَظة (20 متغيراً ملاحَظاً مثلاً) كما الحال في اختبار بناء عاملي لعشرين بنداً و معرفة إمكانية تمثيلها لعامل واحد,و بعضها قد يحتوي على أكثر من متغير كامن (اثنين أو أكثر) , و التي بدورها قد يتشبع عليها عدد قليل أو عدد كبير من المتغيرات الملاحَظة ,و إذا كانت إصدارة الطالب محصورة على عدد قليل من المتغيرات الملاحَظة ,فإن إجراءات التحليل مع أي نموذج لا تختلف,كل ما على الباحث فعله هو الحصول على إصدارة كاملة للبرنامج التي تتيح تحليل أي نموذج مهما كان عدد متغيراته .

أولاً: تحليل النموذج باستخدام برنامج *AMOS 5* وفقاً للخطوات التالية:

الخطوة الأولى: فتح شاشة ***AMOS Graphics*** و هى شاشة خاصة برسم النموذج المفترض و كذلك التحكم في خصائص التحليل الإحصائي و تنفيذه أيضاً ,و هذه الشاشة ضمن عدة شاشات يتيحها برنامج ***AMOS*** [52],و يمكن الحصول على هذه الشاشة بعدة طرق يعرفها أي مستخدم للكمبيوتر منها الطريقة التالية :

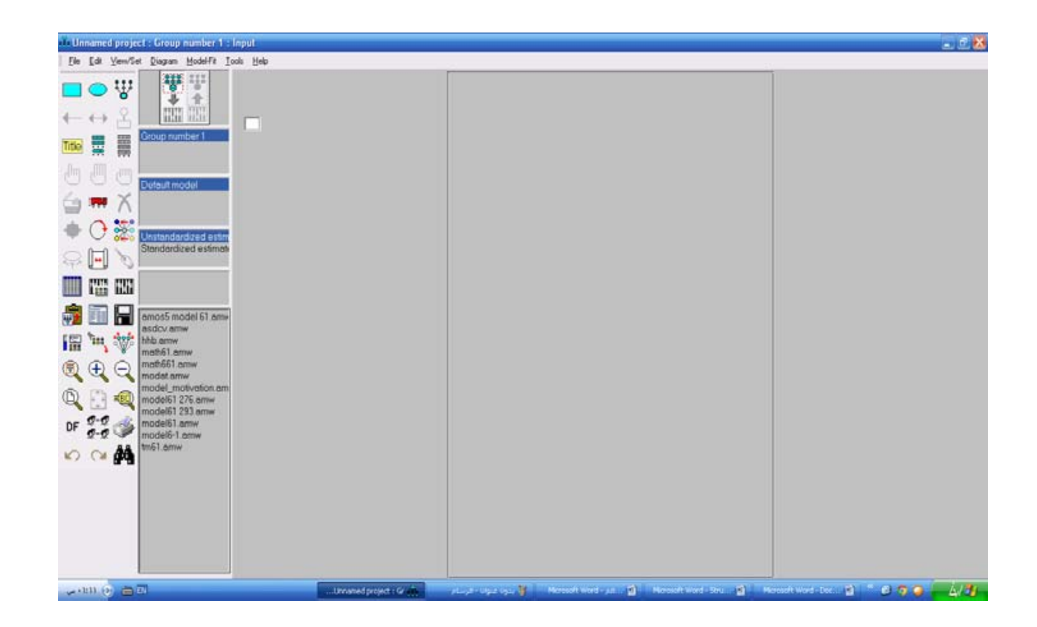
ابدأ-البرامج-***Amos5 –Amos Graphics***... كما في الشكل التالي:



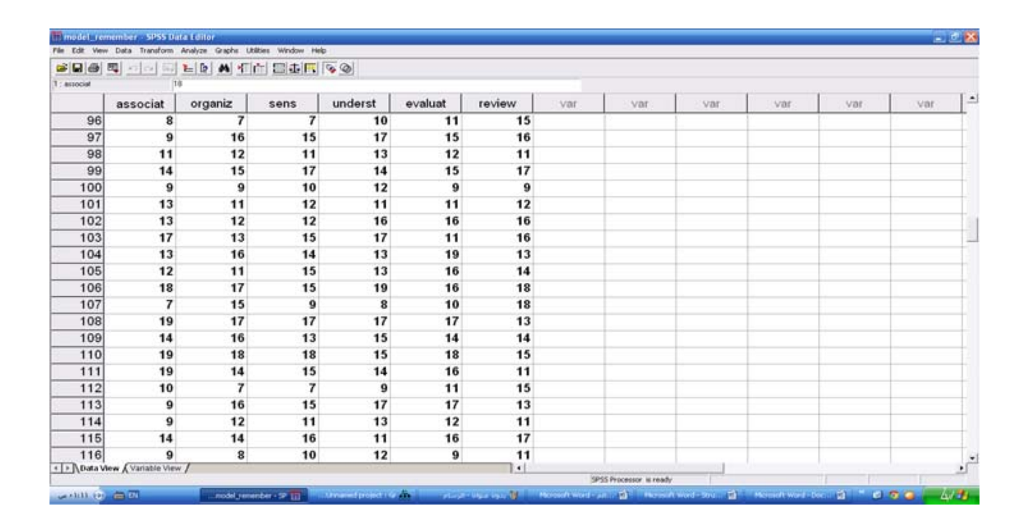
و بالضغط مرة واحد على ***Amos Graphics*** تظهر الشاشة التالية:

---

52 لمزيد من التفاصيل عن هذه الشاشات يمكن الحصول على الدليل الملحق بالبرنامج الموجود في قائمة Help-Contents ,أو تحميل دليل AMOS (IBM SPSS Amos 19 User's Guide) و هو دليل شامل عن البرنامج يمكن الحصول عليه من الموقع (www.amosdevelopment.com/download) ,أو بمجرد إدخال إسم الدليل في موقع Google أو أى محرك بحث آخر .

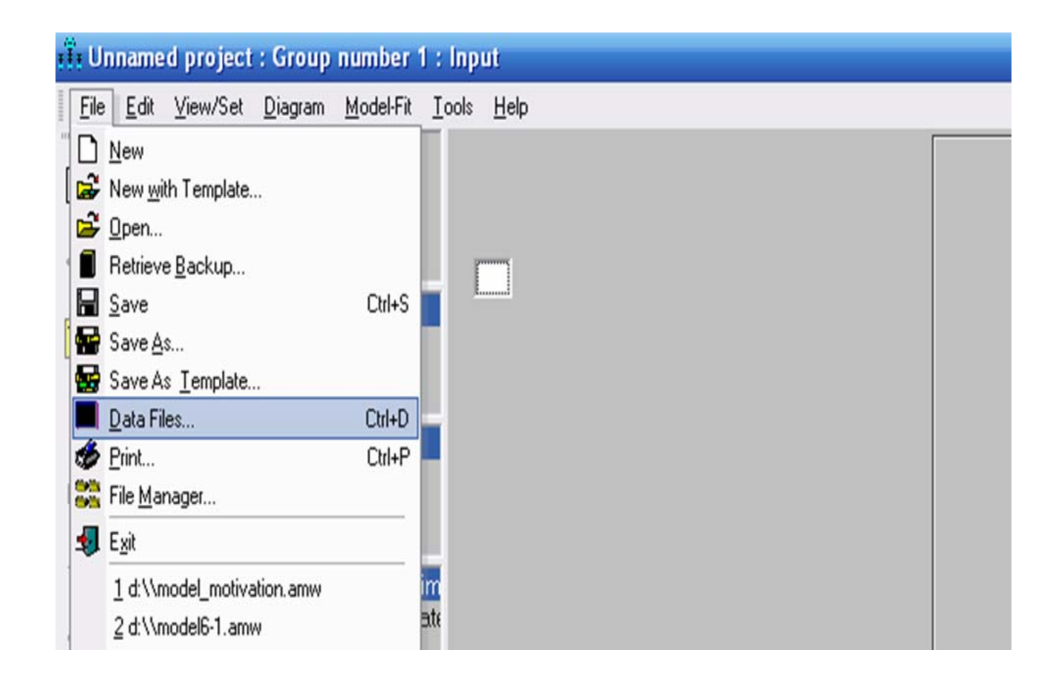


الخطوة الثانية: إذا علمنا أن لدينا ملف ***SPSS*** باسم ***model_remember*** يحتوي على 6 متغيرات تأخذ الأسماء (***associat,organiz,sens, underst,evaluat,review***), و الملف موضح في شاشة ***SPSS*** التالية:

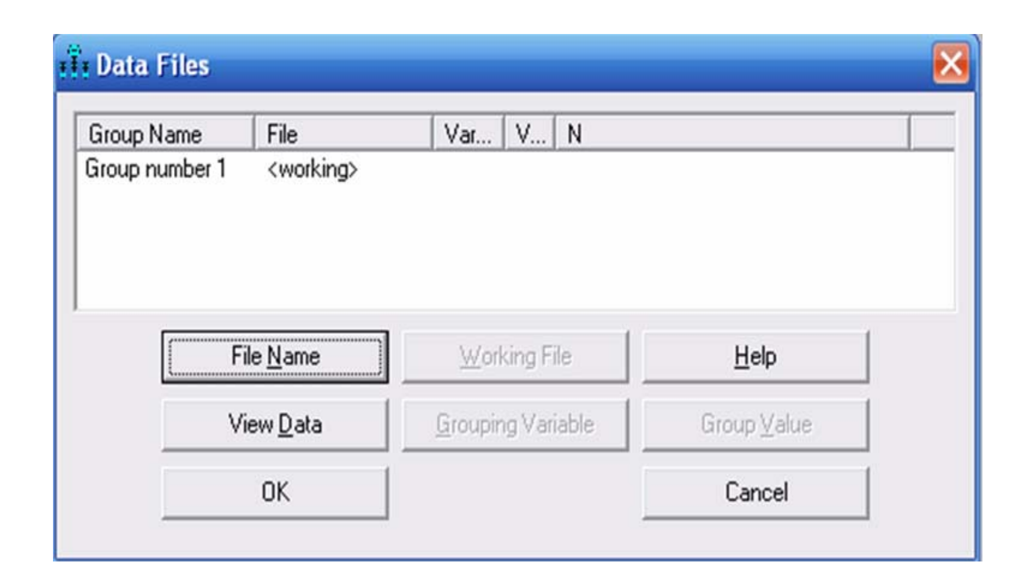


	associat	organiz	sens	underst	evaluat	review
96	8	7	7	10	11	15
97	9	16	15	17	15	16
98	11	12	11	13	12	11
99	14	15	17	14	15	17
100	9	9	10	12	9	9
101	13	11	12	11	11	12
102	13	12	12	16	16	16
103	17	13	15	17	11	16
104	13	16	14	13	19	13
105	12	11	15	13	16	14
106	18	17	15	19	16	18
107	7	15	9	8	10	18
108	19	17	17	17	17	13
109	14	16	13	15	14	14
110	19	18	18	15	18	15
111	19	14	15	14	16	11
112	10	7	7	9	11	15
113	9	16	15	17	17	13
114	9	12	11	13	12	11
115	14	14	16	11	16	17
116	9	8	10	12	9	11

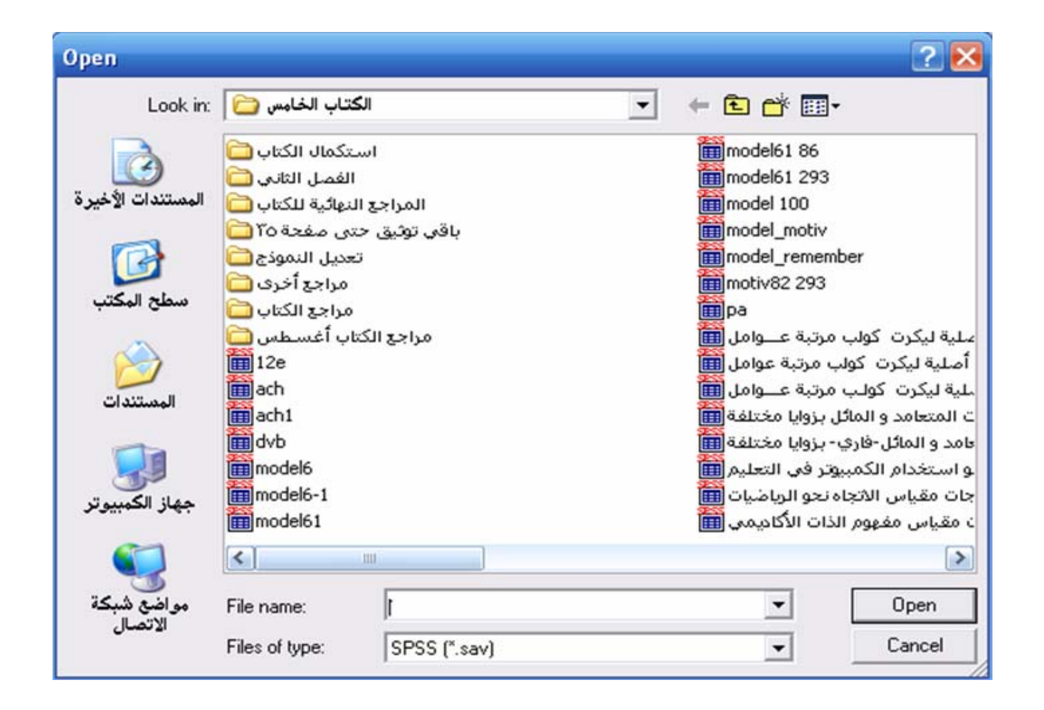
حيث نذهب لقائمة ***File*** في سطر أوامر شاشة ***Amos Graphics***, ستظهر قائمة منسدلة نختار ***Data Files***, كما في الشكل التالي:



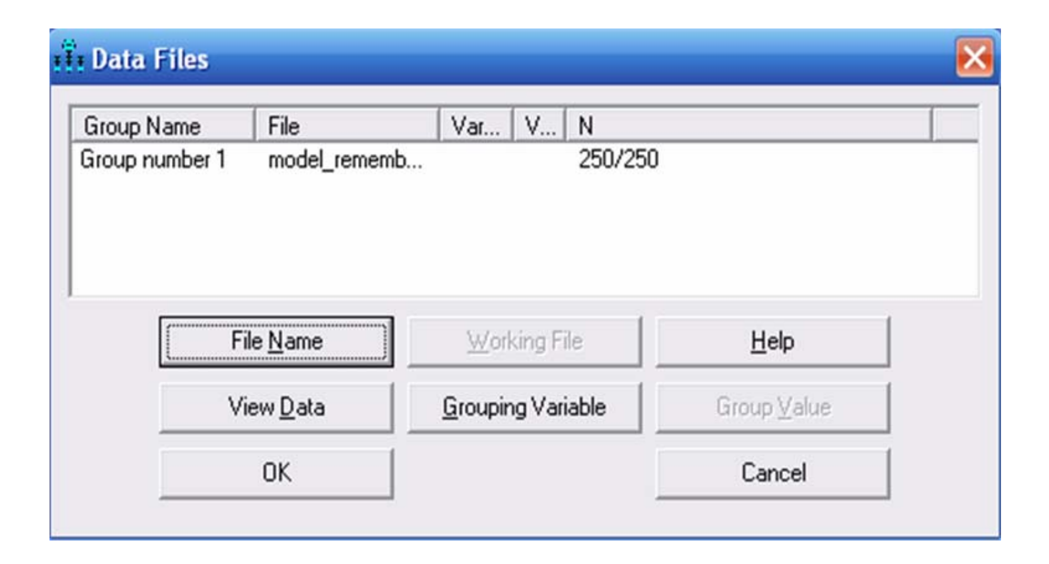
ليظهر مربع الحوار التالي :



و بتأمل مربع الحوار نجد أنه يحتوي على مجموعة من الأوامر ما يهمنا منهـا مبـدئياً هـو ***File Name*** , بالضغط عليه يظهر مربع الحوار التالي:



حيث يُطلَب تحديد موقع الملف و اسمه ,نُحدِّد موقع الملف و اسمه ثم نضغط على زر ***Open*** ليختفي هذا المربع و يظل مربع حوار ***Data Files*** بعد تسجيل اسم الملف عليه ***model_remember.sav*** كالتالي:

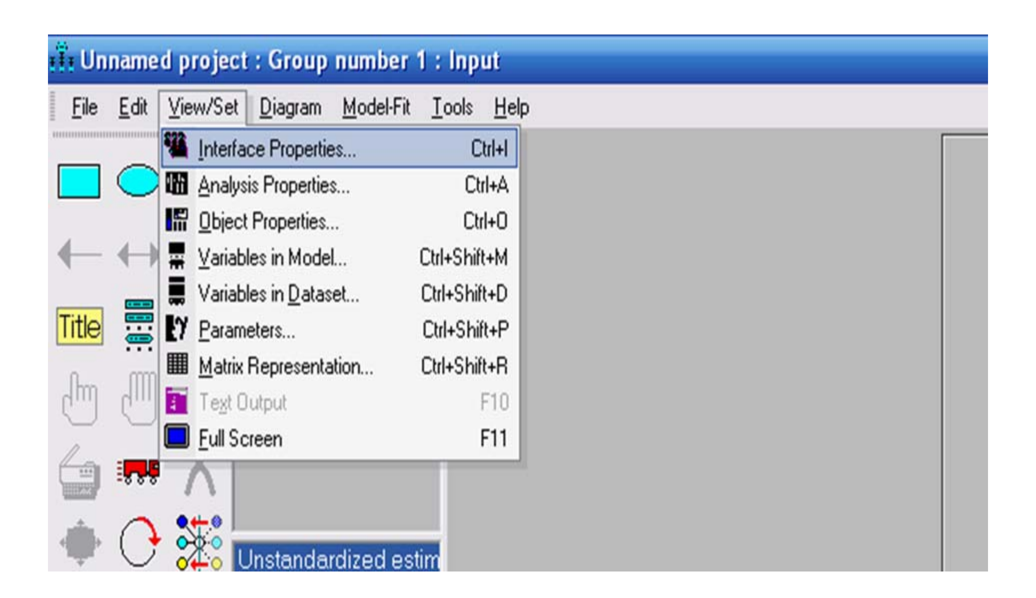


ملاحظة

الامتداد ***sav*** يشير إلى أن الملف (ملف بيانات ***SPSS***),و في الواقع يقبل برنامج ***AMOS*** ملفات مُعدة بواسطة برامج أخرى أيضاً مثل برنامج ***EXCEL*** و برنامج ***ACCESS*** .

و بعد الضغط على زر ***OK*** في مربع الحوار السابق يختفي المربع ليقبل برنامج ***AMOS*** ملف البيانات.

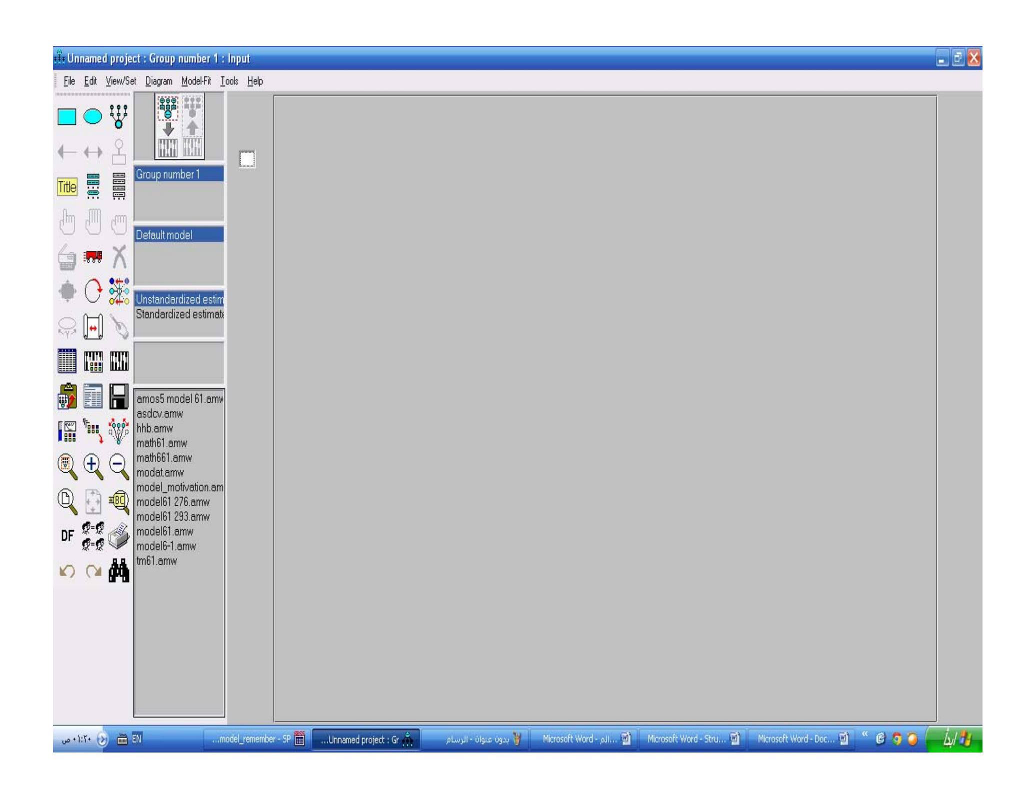
الخطوة الثالثة : (و هى خطوة شكلية و قد لا نحتاجها إذا تغيرت الإعدادات الافتراضية) : يتم تهيئة شاشة الرسم , حيث يظهر على يسار شاشة ***Amos Graphics*** أيقونات رسم النموذج و تحليله , و على يمين منطقة الأيقونات توجد منطقة مخصصة لعرض معلومات ملخصة عن النموذج بعد تقديره و كذلك ملفات النتائج لأي بيانات سابقة تم حفظها و هى تأخذ الامتداد ***amw***, و بقية الشاشة على اليمين مساحة الرسم التي يمكن التحكم فيها بعرضها طولياً أو أفقياً من خلال الأمر ***View/set-Interface Properties…*** كالتالي:



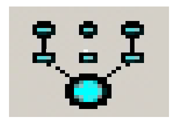
ليظهر مربع الحوار التالي:

و هو مربع يحتوي على وظائف عديدة نختـار منها ***Page Layout-Orientation-Landscape*** و الـضغط على ***Apply*** كالتالي:

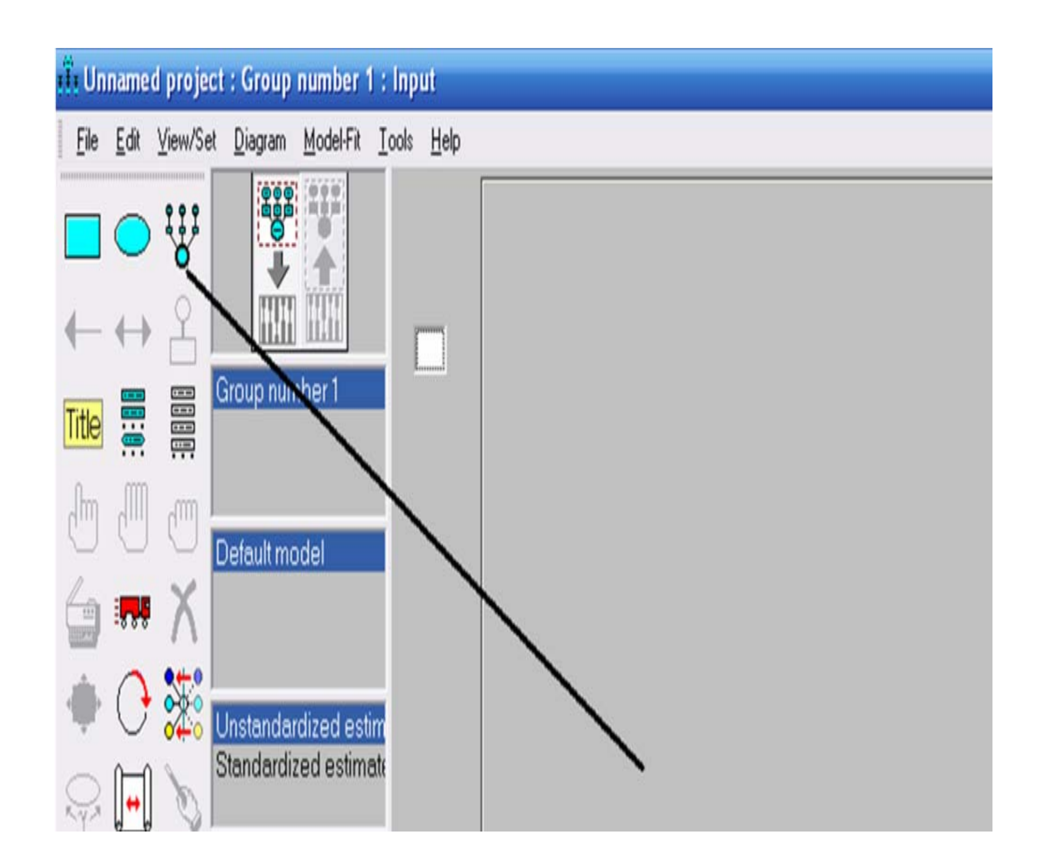
حيث يعرض منطقة الرسم في شكل عرضي كالتالي:



الخطوة الرابعة : رسم النموذج باستخدام عدة طرق منها طريقة الأيقونات الموجودة يسار الشاشة التي منها ما يُستخدم للرسم و منها للقيام بوظائف أخرى, فهذه الأيقونات موجودة بهذا الشكل للتسهيل على المستخدم ,حيث أنه يمكن تنفيذ أوامرها أيضاً من سطر الأوامر الموجود أعلى الشاشة,و يمكن للمستخدم أن يُجرِّب ذلك بنفسه ,كما يمكنه أن يجرِّب وظائف كل هذه الأيقونات,و لكن ما يهمنا مبدئياً في رسم النموذج الأيقونة التالية :

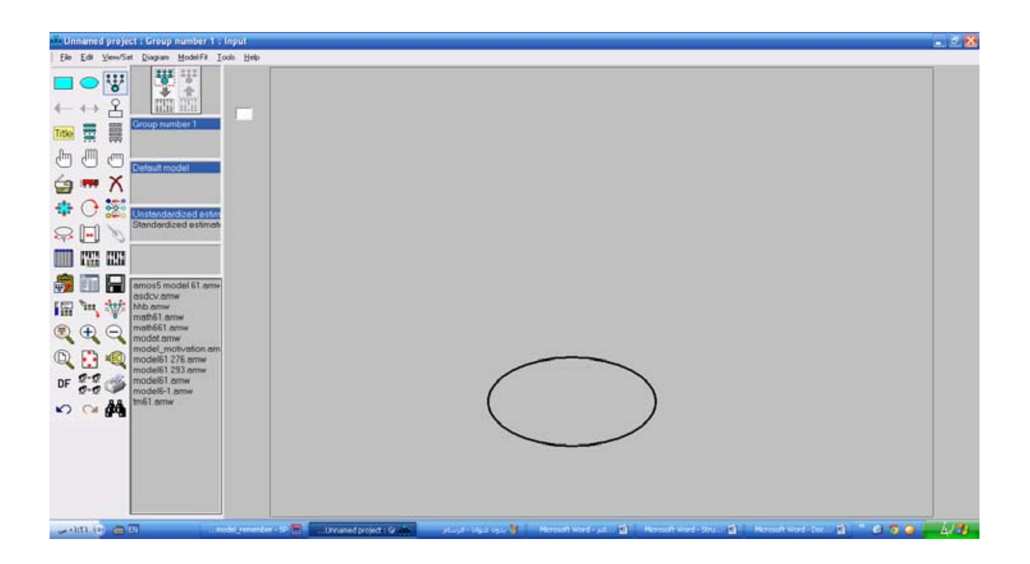


و مكانها موضح في الشاشة التالية:

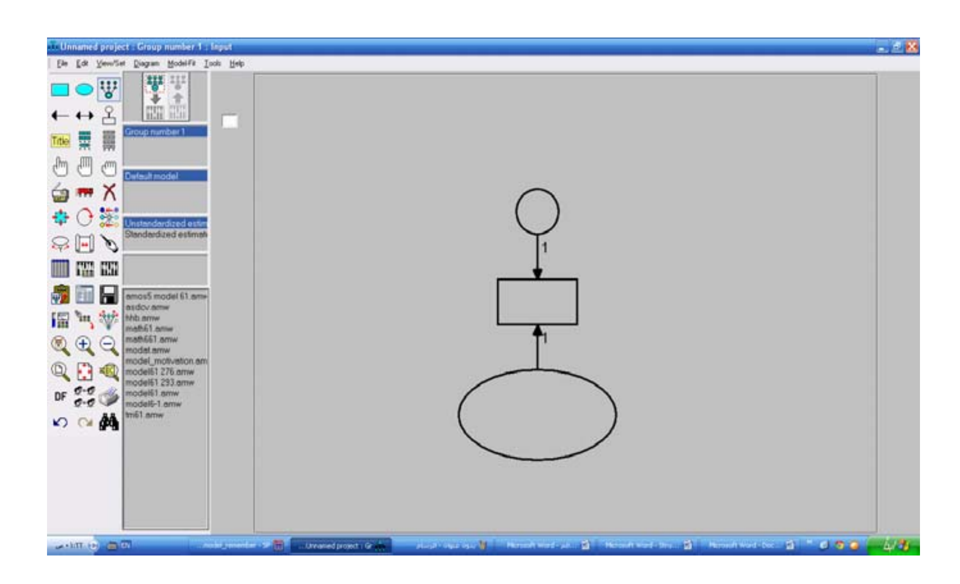


و هى خاصة برسم متغير كامن(عامل) واحد فقط و الموضح بشكل بيـضاوي (أو دائـري) مـع أي عـدد من المتغيرات الملاحَظة المتشبعة عليه الموضحة بشكل مستطيل(أو مربع) ,و حيث أن قياس كل متغير ملاحَظ لا يخلو من الخطأ لذلك يتم إلحاق كل متغير ملاحَظ بمتغير خطـأ موضـح بـشكل بيـضاوي (أو دائري) .

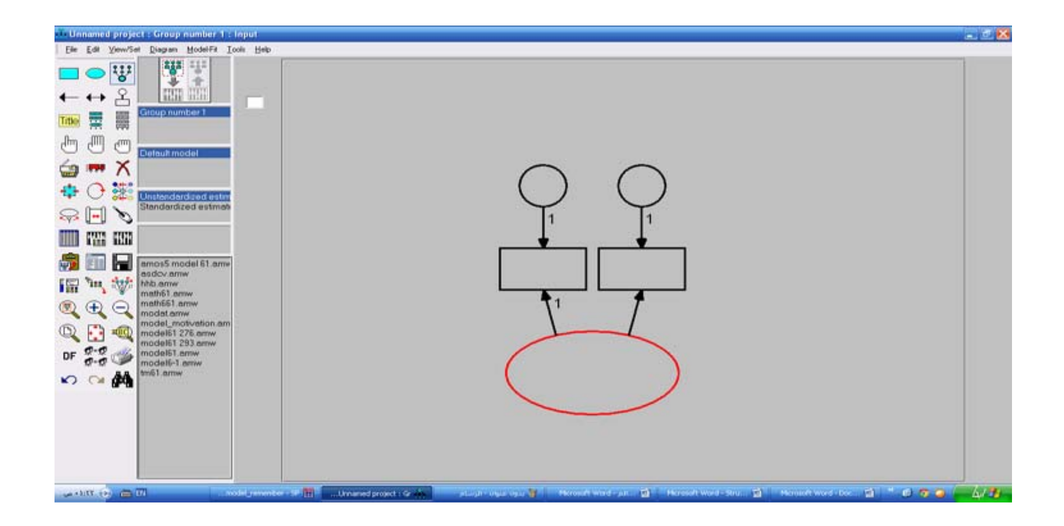
و لرسم النموذج المفترض الذي سيخضع للتحليل يتم الضغط عـلى هـذه الأيقونـة مـرة واحـدة فقـط , بعدها سيتحول شكل مؤشر الماوس (السهم) إلى شكل الأيقونـة الـسابقة,ثـم يـتم الـذهاب إلى منطقـة الرسم و رسم الشكل البيضاوي بالماوس,حيث أنـه بـإجراء عمليـة سـحب ***Drag*** للـماوس سـيتم رسـم الشكل بسهولة كما في الشاشة التالية :



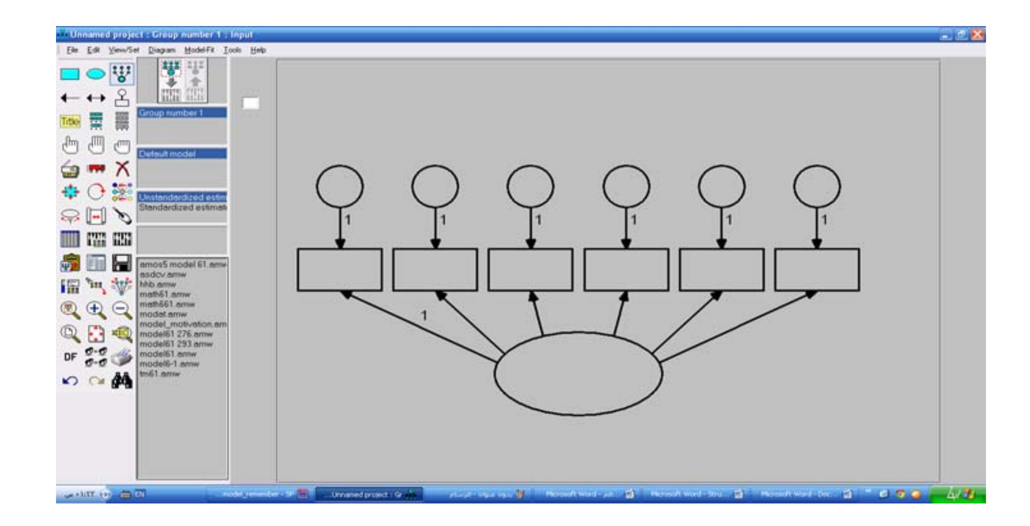
ثم يتم الذهاب بمؤشر الماوس إلى الشكل البيضاوي الموضح(الذي يمثل العامل) , و الضغط على هذا الشكل مرة واحدة [هذه الضغطة سترسم متغيراً ملاحَظاً واحداً فقط (المستطيل) بمتغير الخطأ المؤثر عليه(الدائرة)] كما في الشكل التالي:



ثم يتم الضغط مرة أخرى على الشكل البيضاوي لرسم متغير ملاحَظ ثان بمتغير الخطأ المؤثر عليه , كما في الشكل التالي :

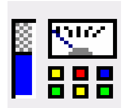


و هكذا حتى نصل لستة متغيرات ملاحَظة متشبعة على المتغير الكامن(العامل المفترض) , ليصبح النموذج في هذه المرحلة كالتالي:

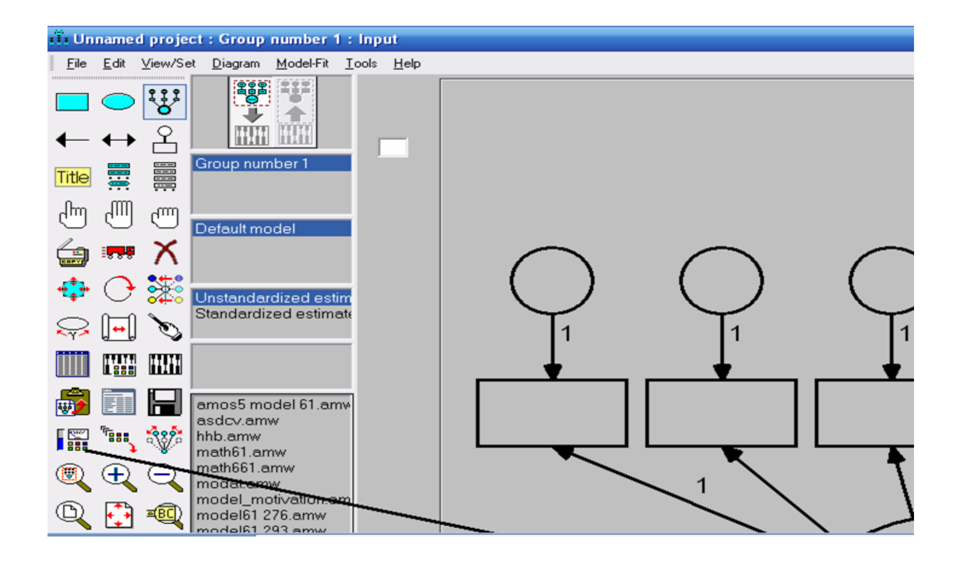


و النموذج بالشكل السابق لا يمكن تحليله إلا إذا قمنا بتسمية المتغير الكامن و المتغيرات الملاحَظة الستة ,و كذلك متغيرات الخطأ الستة كالتالي:

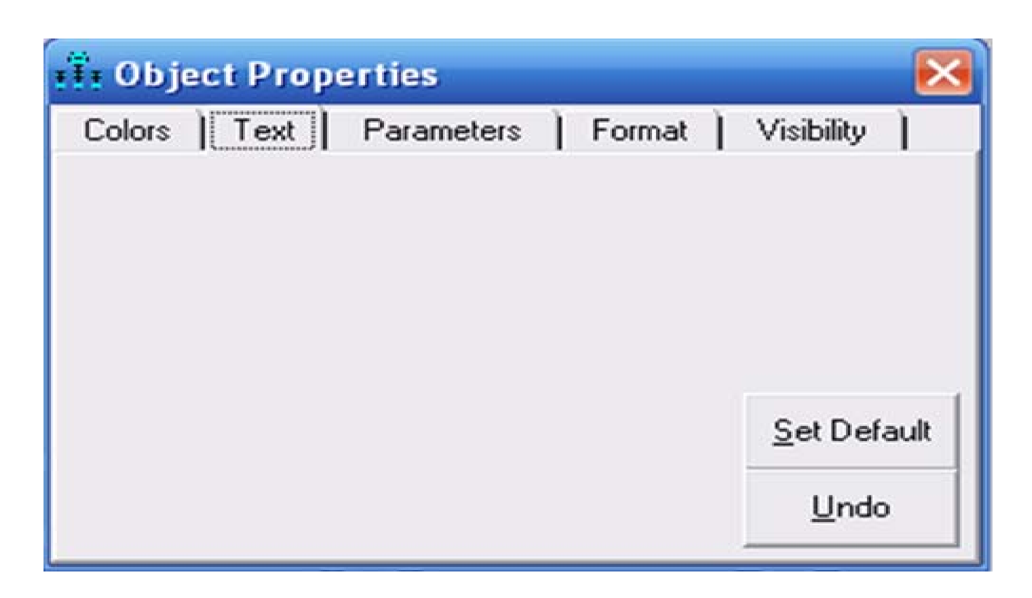
- تسمية المتغير الكامن : بعدة طرق كما سبق ذكره منها الضغط على أيقونة تُسمَّى خصائص الموضوع ***Object Properties*** شكلها كالتالي:



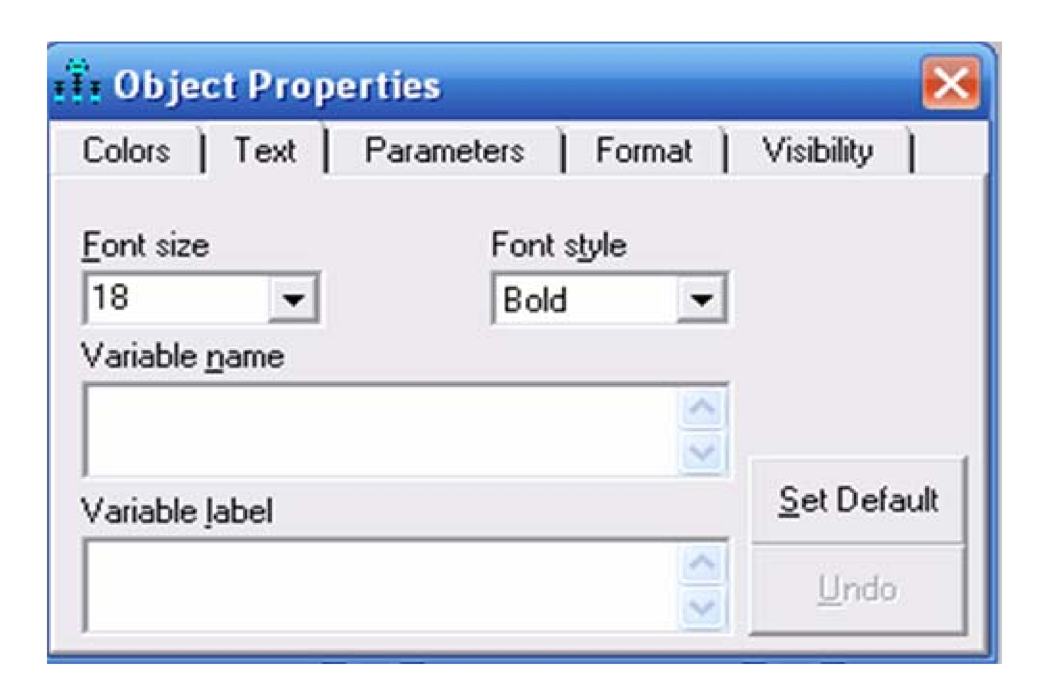
و مكانها موضح في الشاشة التالية:



و بالضغط عليها يظهر مربع الحوار التالي:



ثم نتحرك بمؤشر الماوس على الشكل البيضاوي الممثل للمتغير الكامن لتسميته و تحديد الخصائص الأخرى المرتبطة به ,و ذلك بالضغط عليه مرة واحدة بالماوس ليتحول مربع الحوار السابق إلى مربع الحوار التالي :



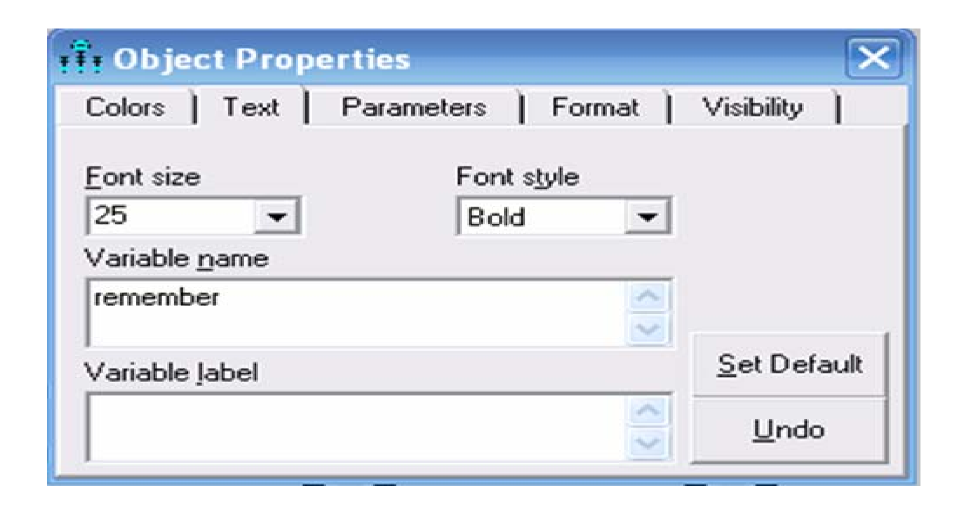
حيث يُلاحَظ عدة قوائم(***Colors-Text-Parameters-Format-Visibility***) في مربع الحوار , ما يهمنا مبدئياً القائمة ***Text*** الموضحة بالشكل ,حيث يمكن تسمية المتغير في خانة ***Variable name*** و اختيار حجم الخط و نمطه ,و كذلك يمكن اختيار بطاقة أو تعريف للمتغير الكامن.

ملاحظة

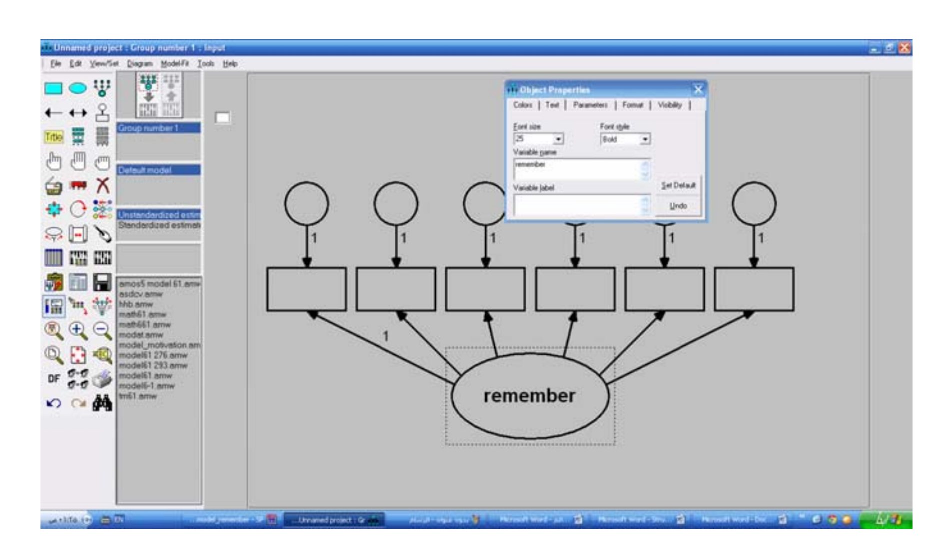
تسمية المتغيرات الملاحَظة(التي تأخذ شكل مستطيل أو مربع في النموذج) يجب أن تأخذ نفس أسمائها في ملف البيانات,أما تسمية المتغير الكامن و متغيرات الخطأ فهي متروكة للباحث,و لكن يُفضَّل أن تكون التسمية لها دلالة كأن نسمِّي متغيرات الخطأ بالحرف ***e*** أو ***err*** دلالة على ***error***, و كأن نسمي المتغير الكامن بإسم له معنى و يعكس مضمون المتغيرات الملاحَظة المتشبعة عليه,و

بالرغم من إمكانية تسمية المتغيرات بأنواعها بواسطة الباحث متغيراً تلو الآخر و هي الطريقة التي نحن بصددها , نجد أن البرنامج يتيح التسمية الآلية للمتغيرات في نفس الوقت ,كما سيتضح عند تسمية المتغيرات الملاحَظة و متغيرات الخطأ.

حيث يتم كتابة الاسم ***remember*** كالتالي:



ليظهر الاسم على النموذج كالتالي:



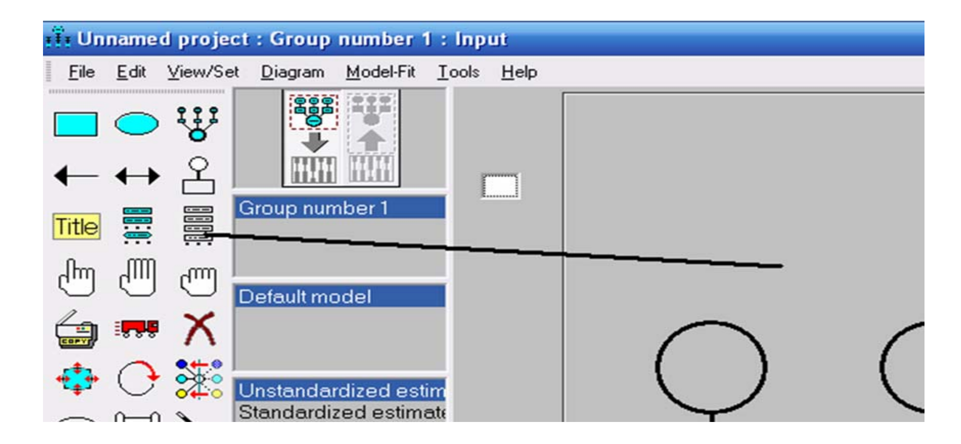
ملاحظة

يُلاحَظ أن المتغير الجاري تسميته(المُنـشَّط) يظهـر داخـل مـستطيل (مُـنقَّط) (انظـر الـشكل البيـضاوي الممثل للمتغير الكامن في الشكل السابق)

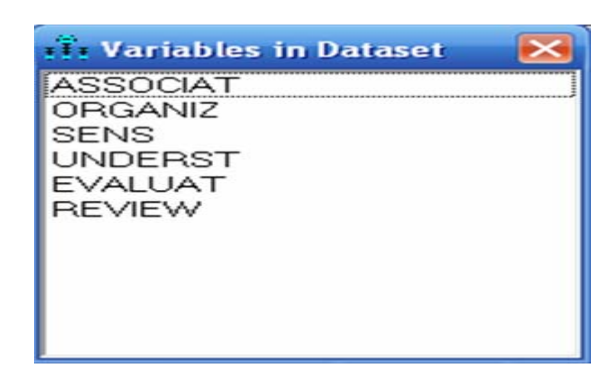
- تسمية المتغيرات الملاحَظة الستة في النموذج : يمكن تـسمية المتغـيرات الملاحَظـة بـنفس الطريقـة السابقة , و لكن توجد طريقة سهلة و ذلك بالضغط على أيقونـة ***Variables in Dataset*** أو قائمـة المتغيرات و شكلها كالتالي:



و مكانها على الشاشة كالتالي:

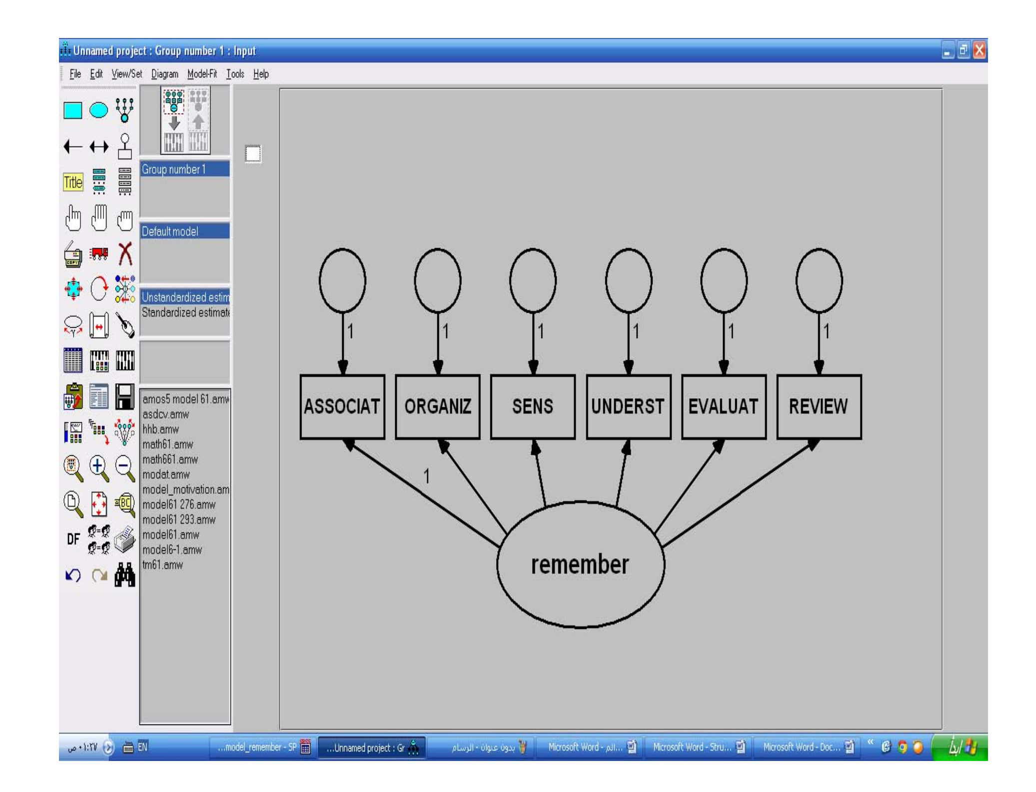


و بالضغط عليها يظهر مربع الحوار التالي:

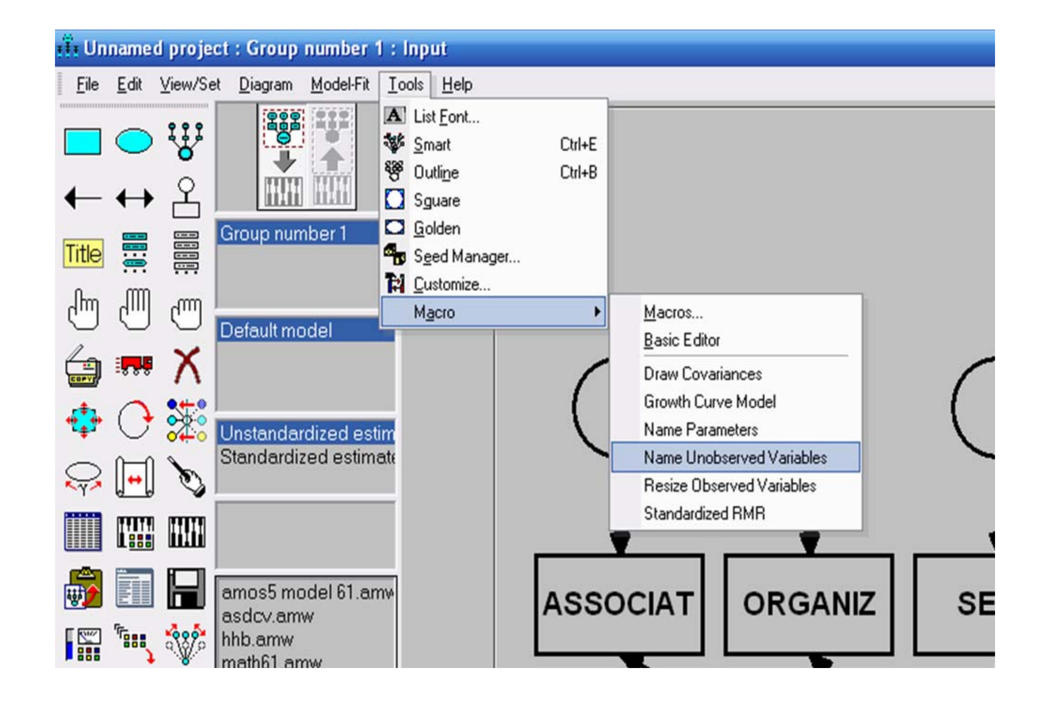


ثم يتم الضغط على كل اسم بمؤشر الماوس و الاستمرار في الضغط مع سحب الاسم ووضعه في المستطيل الخاص به في الرسم الموضح ,حتى نستكمل تسمية جميع المتغيرات الملاحَظة ,و بذلك نضمن عدم تغير اسم المتغير بين ملف البيانات و النموذج و هو ما قد نقع فيه إذا استخدمنا أيقونة ***Object Properties*** في تسمية المتغير الملاحَظ.

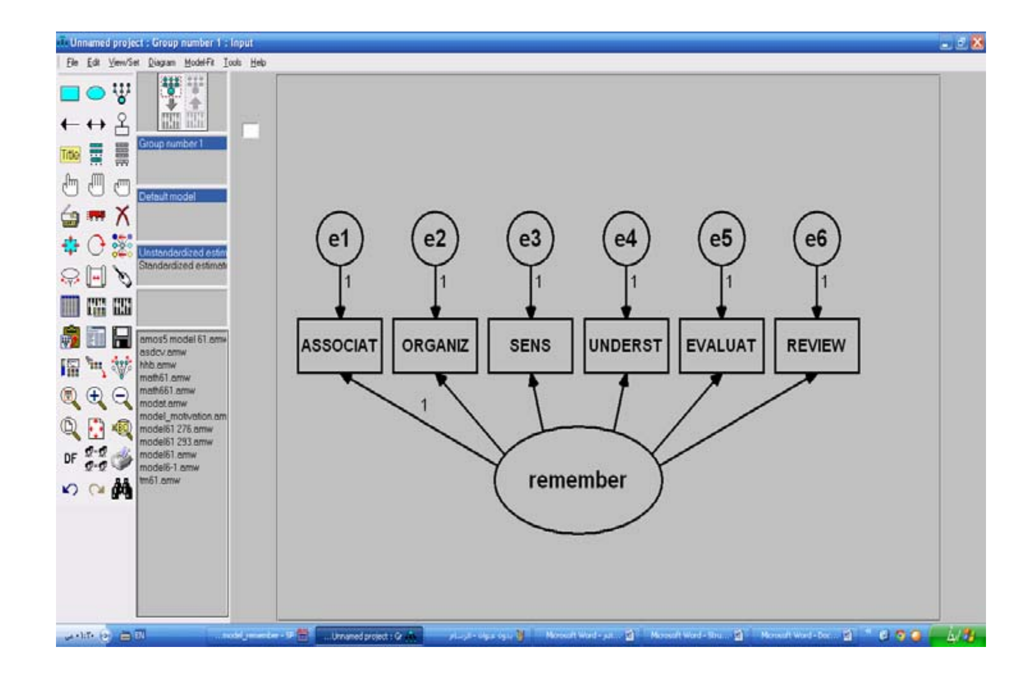
و بعد سحب جميع أسماء المتغيرات الملاحَظة من قائمة ***Variables in Dataset*** إلى مستطيلاتها الخاصة بها يصبح الشكل كالتالي:



o تسمية متغيرات الخطأ(الموضحة بدوائر في الشكل السابق) : يمكن أيضاً تسمية متغيرات الخطأ باستخدام ***Object Properties***, و لكن هناك طريقة أيسر من ذلك , فبعد إغلاق قائمة ***Variables in Dataset*** (أو عدم إغلاقها) يتم الذهاب في سطر الأوامر لقائمة ***Tools-Macro-Name Unobserved Variables*** كما في الشاشة التالية:



و بالضغط يتم تسمية متغيرات الخطأ كالتالي:

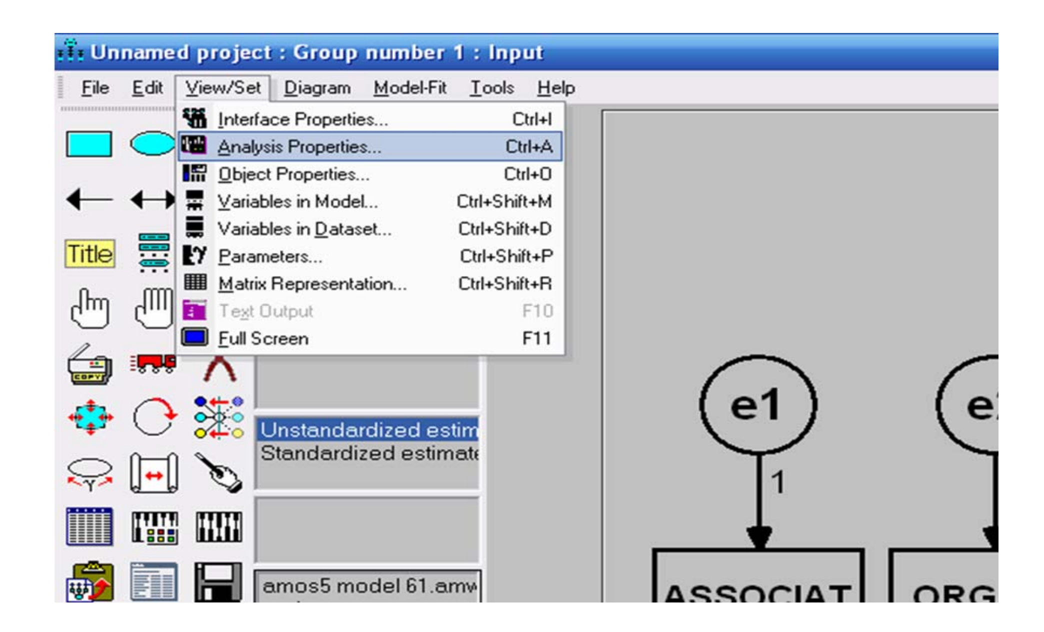


ملاحظتان

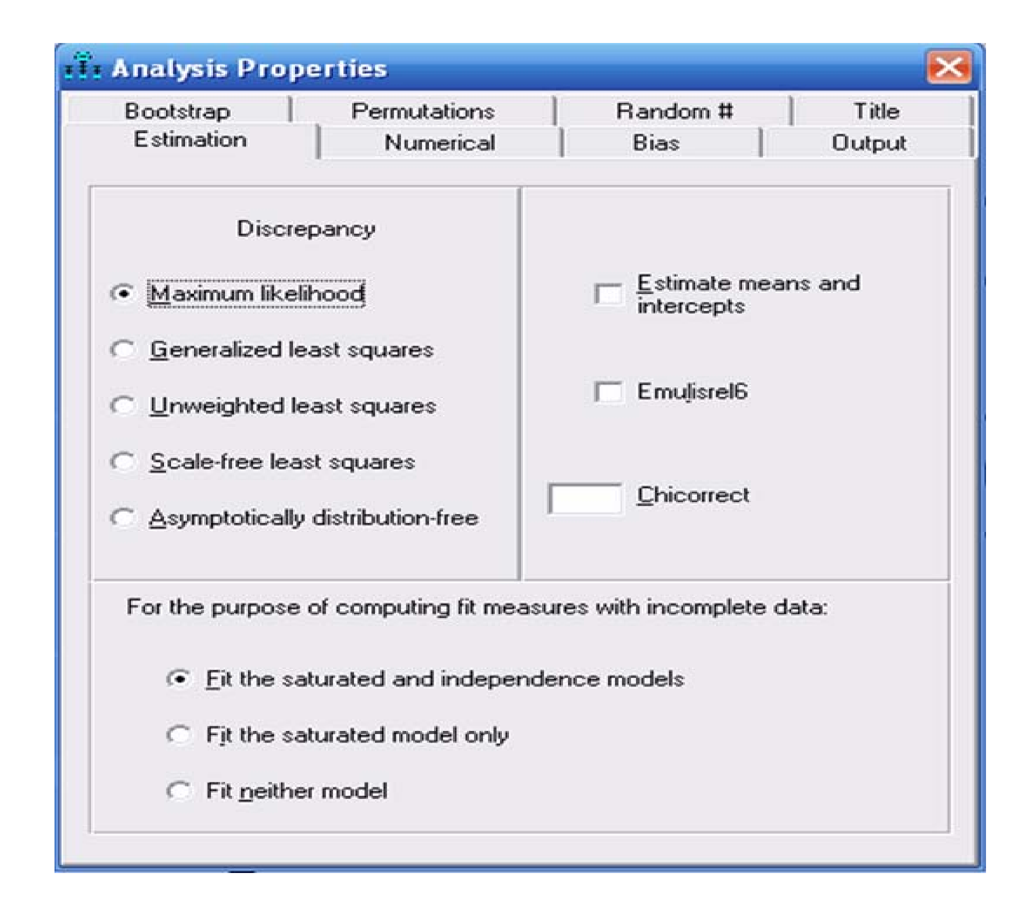
- يمكن تسمية المتغير الكامن(أو المتغيرات الكامنة) بنفس طريقة تسمية متغيرات الخطأ السابقة.
- قد يختلف شكل الأوامر من إصدارة لأخرى فمثلا الأمر ***Tools-Macro-Name Unobserved Variables*** في إصدارة أحدث يمكن الحصول عليه بواسطة ***Plugins- Name Unobserved Variables***

الخطوة الخامسة : تحليل النموذج :النموذج في شكله السابق جاهز للتحليل باستخدام برنامج ***AMOS*** كالتالي:

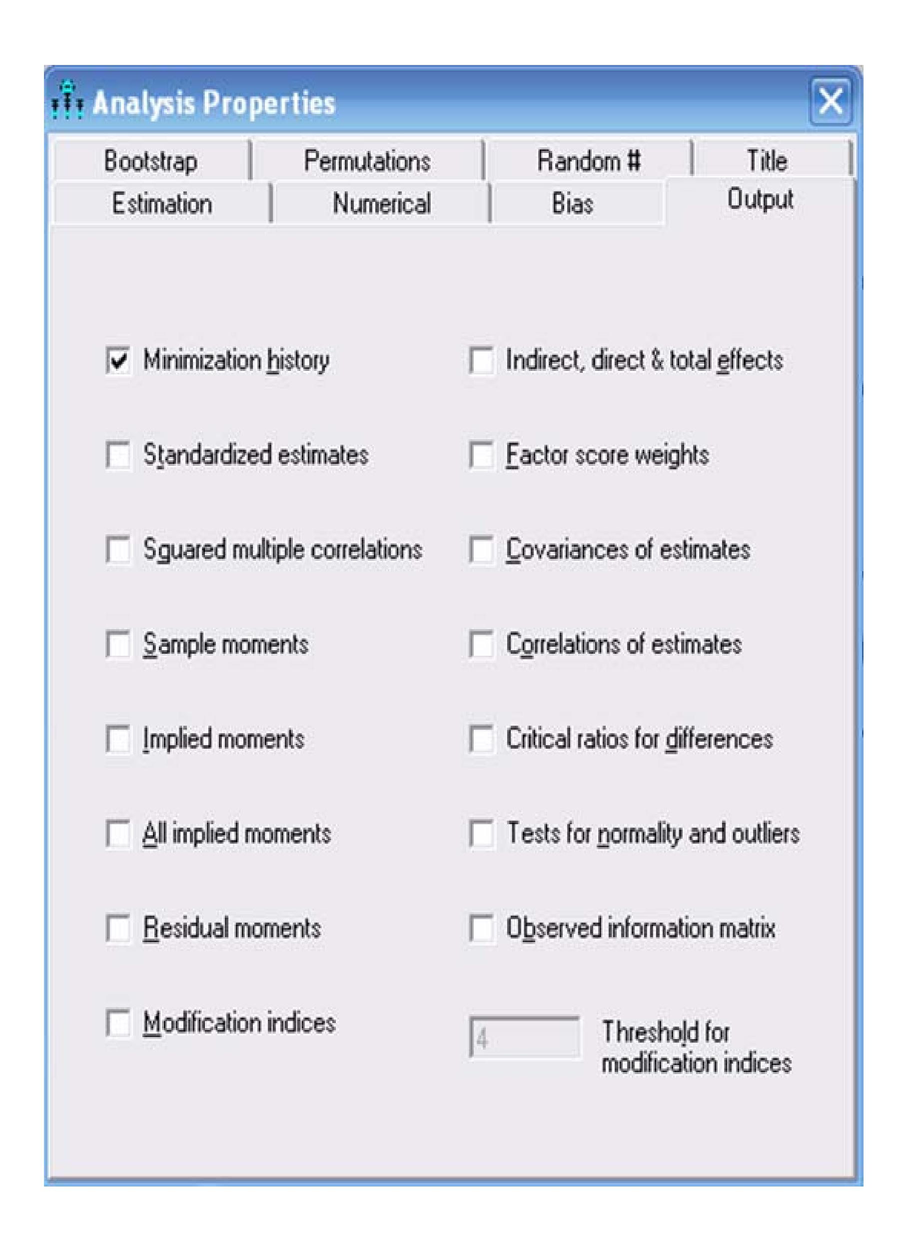
نضغط على قائمة ***View/Set*** لتظهر قائمة منسدلة نختار منها ***Analysis Properties***... كما في الشاشة التالية:



ليظهر مربع الحوار التالي:



حيث يتضح وجود العديد من الأوامر أعلى المربع ,ما يهمنا مبدئياً هو أمر ***Estimation*** الخاص بطريقة التقدير و هنا نستقر على الخيار الافتراضي ***Maximum Likelihood (ML)*** أو طريقة الأرجحية العظمى و هى من أشهر طرق تقدير البارامترات في النمذجة البنائية ,كما نذهب في نفس مربع الحوار لأمر ***Output*** و الضغط عليه تظهر الخيارات التالية:



حيث نُحدِّد أي من الأجزاء مطلوب اظهارها في شاشة النتائج (***Text Output***) ,
و هنا نختار مبدئياً ***estimations Standardized*** , و ***multiple Squared***

correlations , بالإضافة للخيار الافتراضي ***Minimization history*** , و نحدد محك مؤشرات التعديل =4 [53]

كما في الشاشة التالية:

Analysis Properties

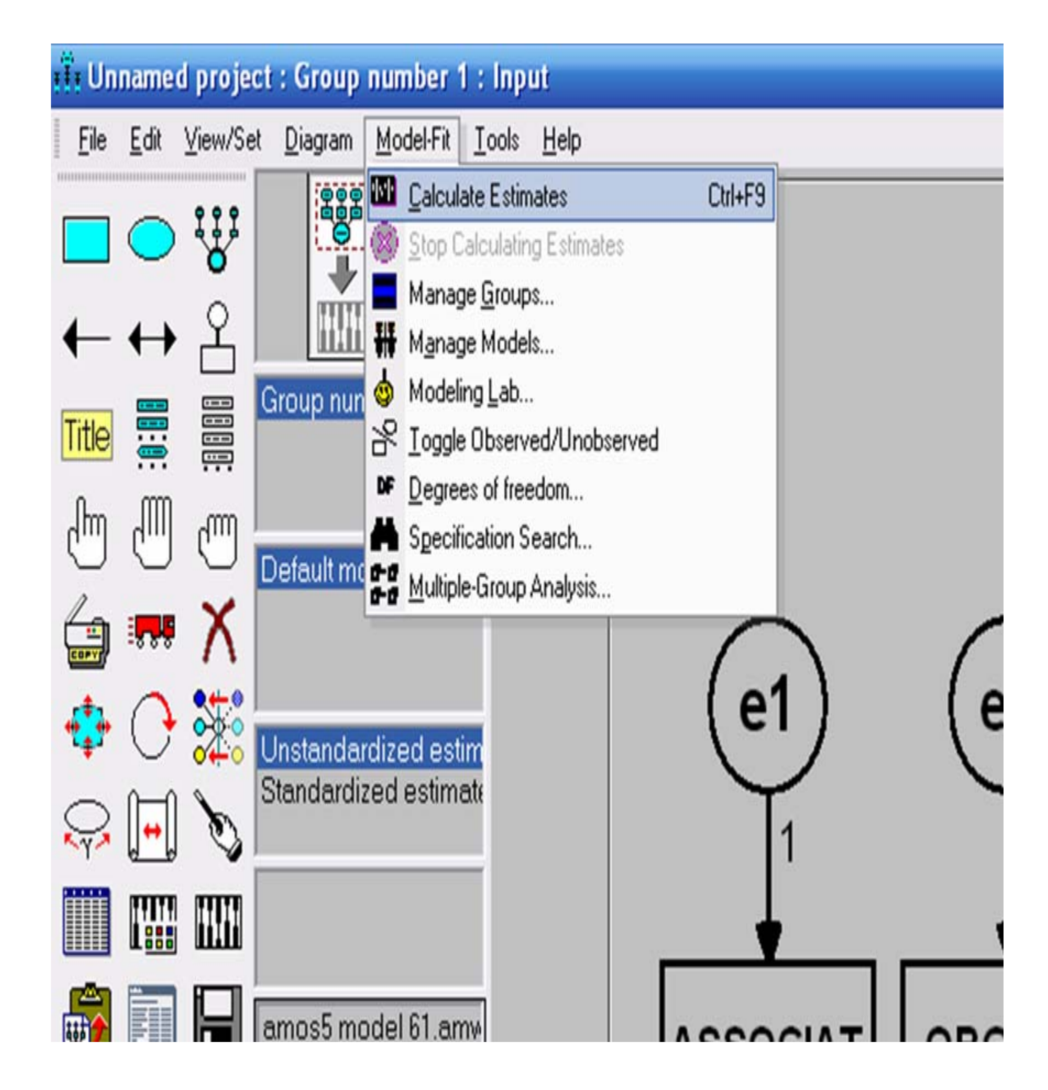
Bootstrap | Permutations | Random # | Title
Estimation | Numerical | Bias | Output

- [x] Minimization history
- [x] Standardized estimates
- [x] Squared multiple correlations
- [ ] Sample moments
- [ ] Implied moments
- [ ] All implied moments
- [ ] Residual moments
- [x] Modification indices
- [ ] Indirect, direct & total effects
- [ ] Factor score weights
- [ ] Covariances of estimates
- [ ] Correlations of estimates
- [ ] Critical ratios for differences
- [ ] Tests for normality and outliers
- [ ] Observed information matrix

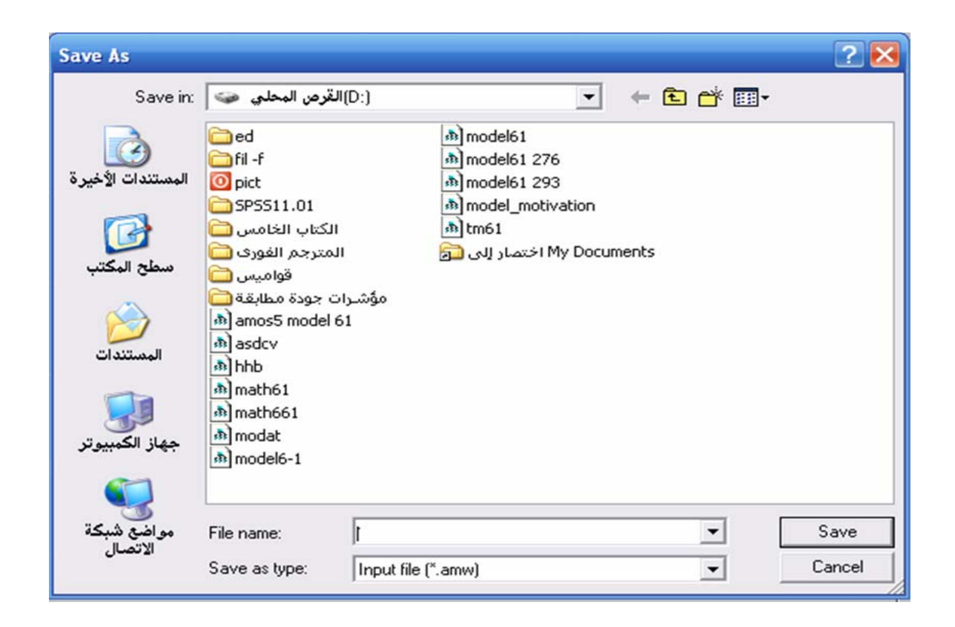
4 Threshold for modification indices

53 انظر الجزء(3-5).

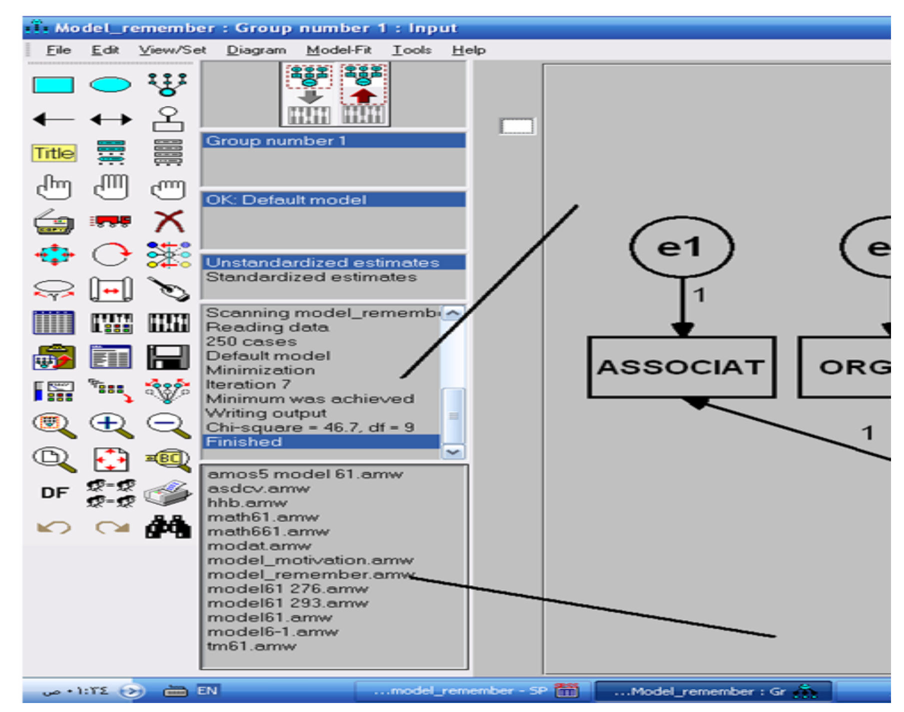
الخطوة السادسة : نُغلق مربع الحوار الحالي و نذهب لقائمة ***Model-Fit*** في الشاشة الرئيسية لتظهر قائمة منسدلة نختار منها ***Calculate Estimates*** كما في الشاشة التالية:



و بالضغط عليه يظهر مربع حوار يطالبك بوضع تسمية لملف النتائج الذي ستحصل عليه و هـو يأخـذ الامتداد ***amw*** كما سبق ذكره كالتالي:



نقوم بتسمية ملف النتائج بالاسم ***model_remember***, ثم الضغط على ***Save*** ليظهر ملخص للنتائج على يسار الشاشة كما هو موضح كالتالي:

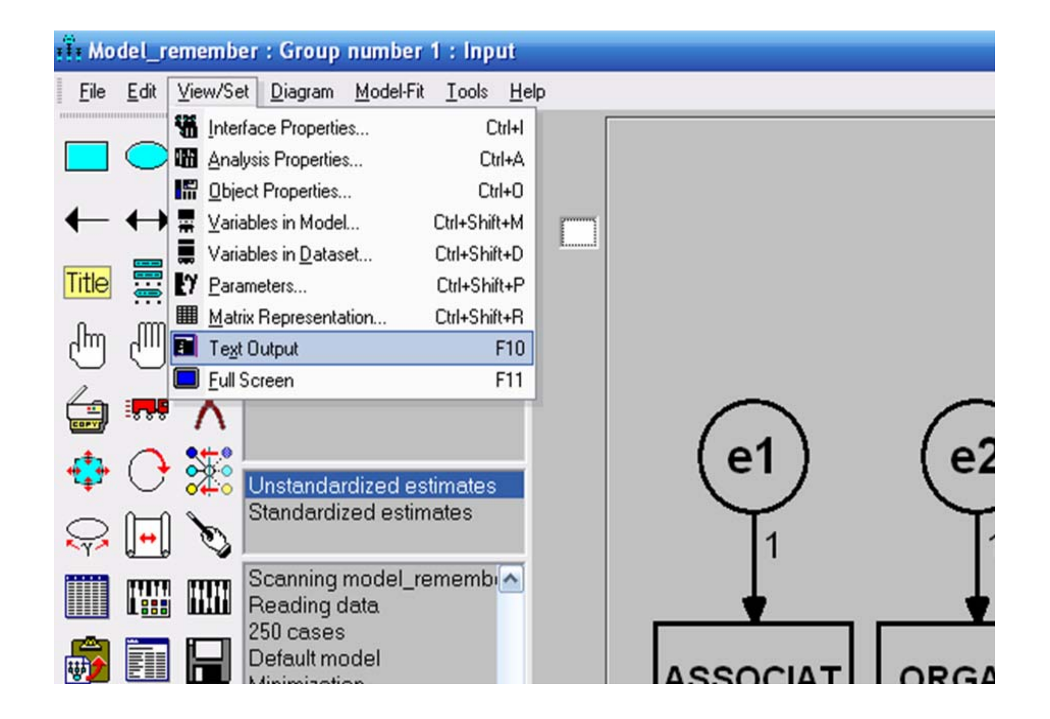


ملاحظة

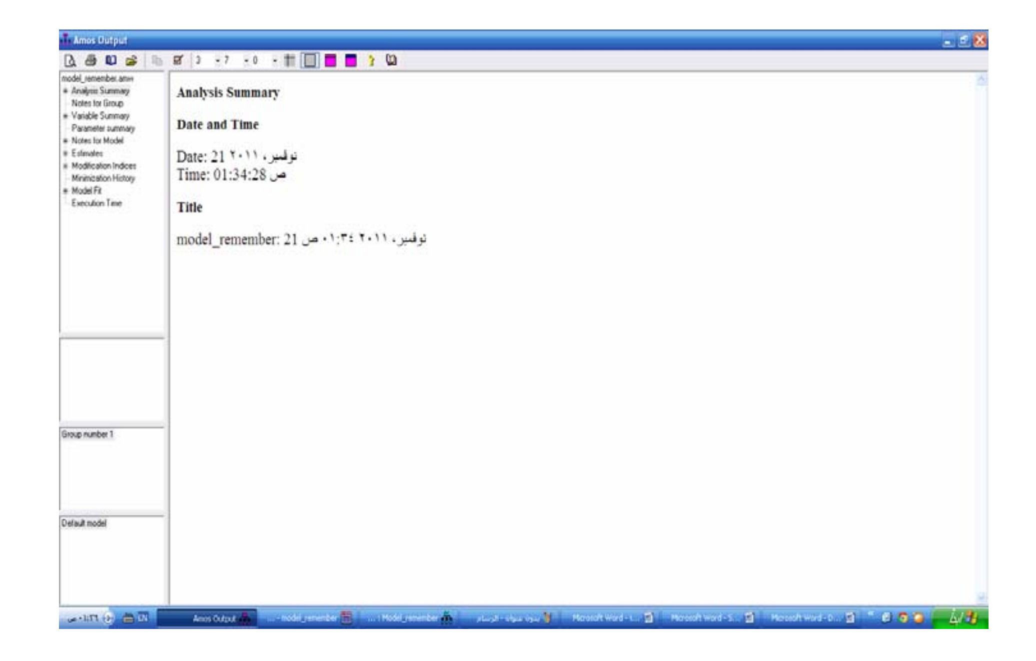
يمكن تسمية ملف النتائج بنفس اسم ملف البيانات أو اختيار اسم آخر مختلف.

الخطوة السابعة : عرض النتائج المفصلة : هناك عرضان مهمان للنتائج أحدهما يتعلق بعرض تقرير مفصل عن النتائج و هو ما يسمى ***Text Output***, و الآخر بعرض النتائج على النموذج المرسوم و هو ما يسمى ***Graphics Output*** , و يمكن الحصول على هذين الشاشتين كالتالي:

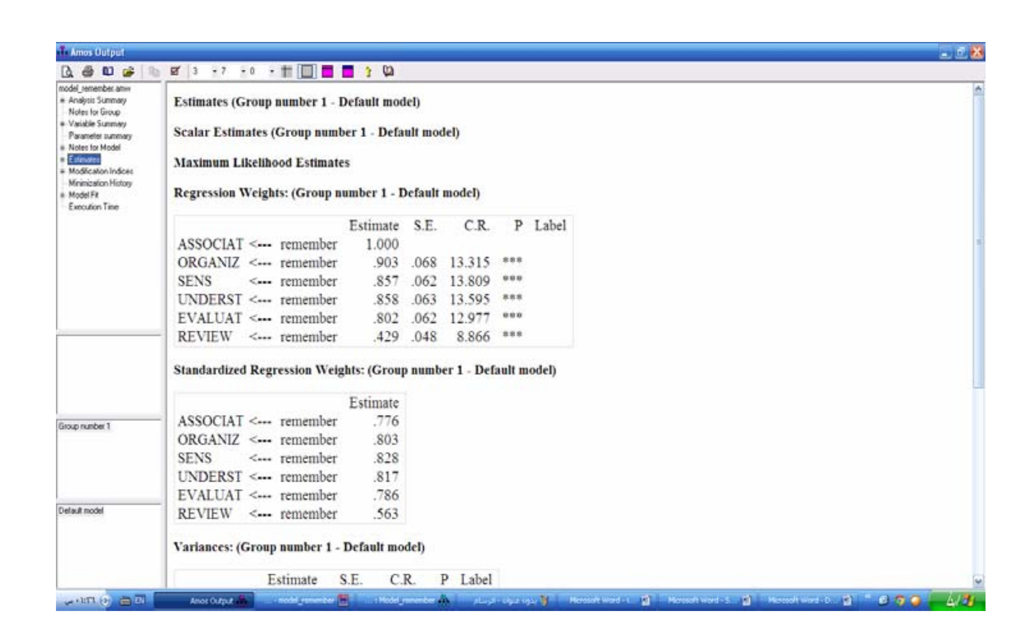
من قائمة ***View/Set*** اختر ***Text Output*** كالتالي:

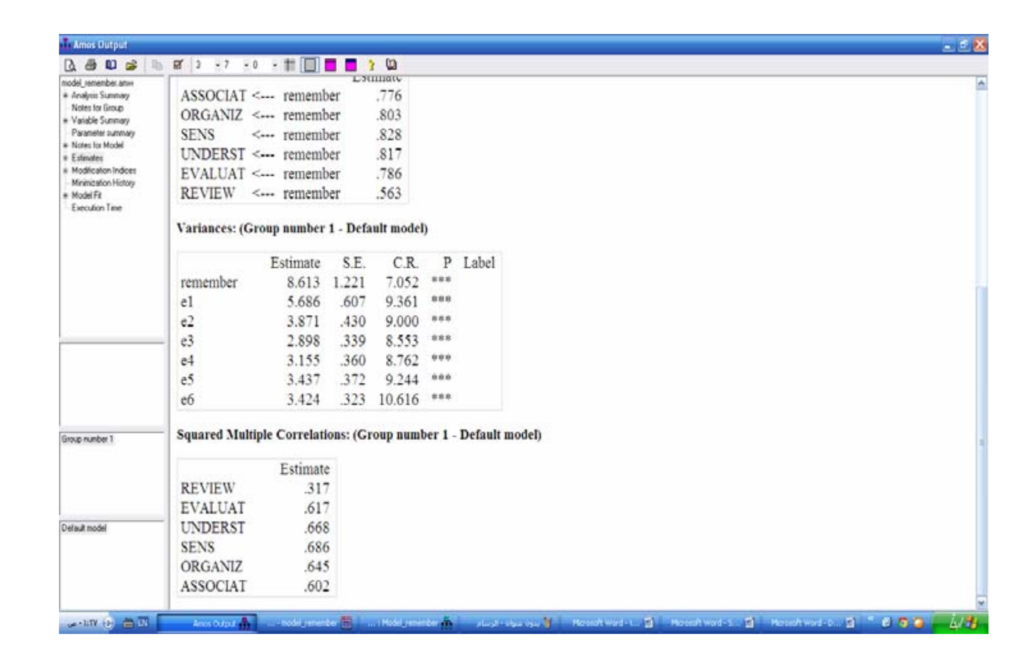


و بالضغط عليه تظهر الشاشة النصية للنتائج الموضحة في الشكل التالي:



و بالإطلاع على شاشة النتائج السابقة نجد عناوين النتائج الفرعية على يسار الشاشة ,و لعل ما يهمنا مبدئياً هو ***Estimates*** و ***Modification Indices***, ***Model-Fit*** , و بالضغط على ***Estimates*** تظهر النتائج التالية:





			Estimate
ASSOCIAT	<---	remember	.776
ORGANIZ	<---	remember	.803
SENS	<---	remember	.828
UNDERST	<---	remember	.817
EVALUAT	<---	remember	.786
REVIEW	<---	remember	.563

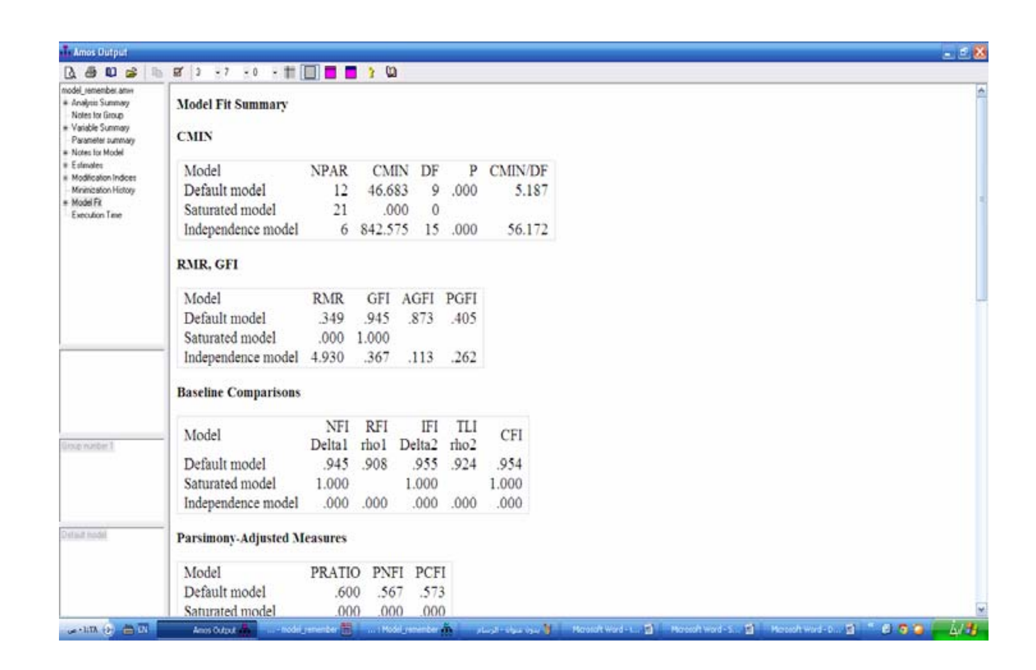
Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
remember	8.613	1.221	7.052	***	
e1	5.686	.607	9.361	***	
e2	3.871	.430	9.000	***	
e3	2.898	.339	8.553	***	
e4	3.155	.360	8.762	***	
e5	3.437	.372	9.244	***	
e6	3.424	.323	10.616	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

	Estimate
REVIEW	.317
EVALUAT	.617
UNDERST	.668
SENS	.686
ORGANIZ	.645
ASSOCIAT	.602

و إذا ضغطنا على عنوان ***Model-Fit*** الخـاص بمـؤشرات جـودة المطابقـة للنمـوذج نحـصل عـلى النتـائج التالية:



Model Fit Summary

CMIN

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	12	46.683	9	.000	5.187
Saturated model	21	.000	0		
Independence model	6	842.575	15	.000	56.172

RMR, GFI

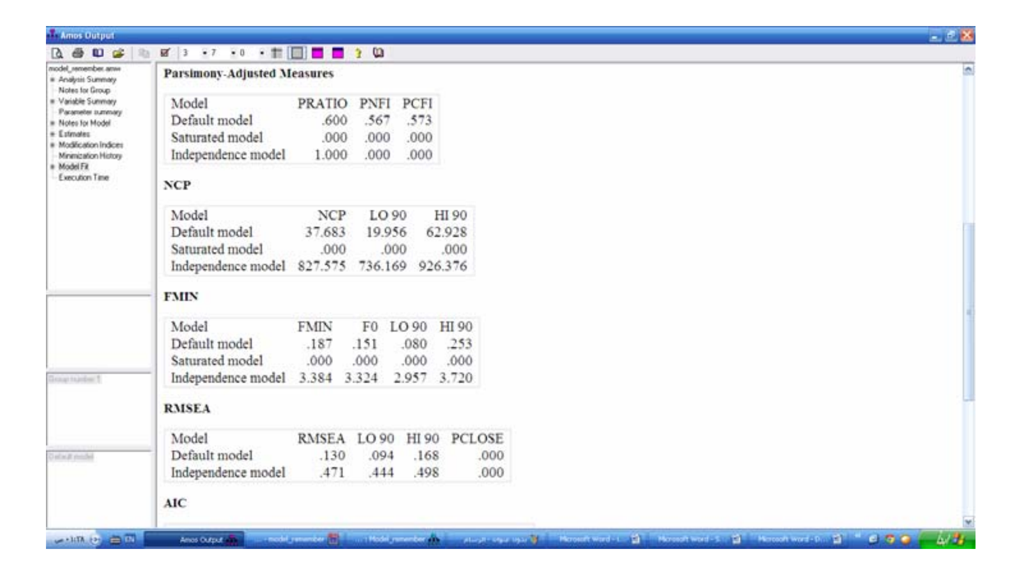
Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	.349	.945	.873	.405
Saturated model	.000	1.000		
Independence model	4.930	.367	.113	.262

Baseline Comparisons

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	.945	.908	.955	.924	.954
Saturated model	1.000		1.000		1.000
Independence model	.000	.000	.000	.000	.000

Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.600	.567	.573
Saturated model	.000	.000	.000



Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.600	.567	.573
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	1.000	.000	.000

NCP

Model	NCP	LO 90	HI 90
Default model	37.683	19.956	62.928
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	827.575	736.169	926.376

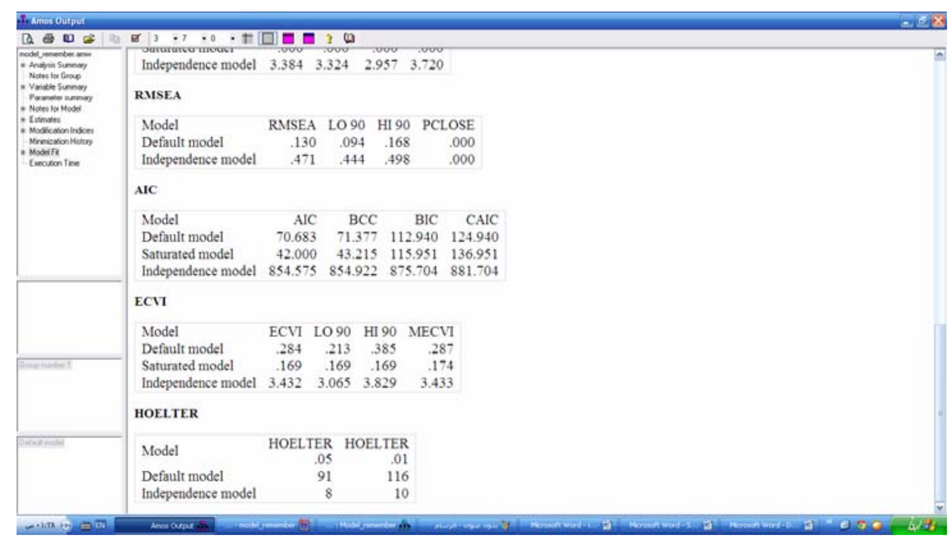
FMIN

Model	FMIN	F0	LO 90	HI 90
Default model	.187	.151	.080	.253
Saturated model	.000	.000	.000	.000
Independence model	3.384	3.324	2.957	3.720

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.130	.094	.168	.000
Independence model	.471	.444	.498	.000

AIC



Independence model	3.384	3.324	2.957	3.720

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.130	.094	.168	.000
Independence model	.471	.444	.498	.000

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	70.683	71.377	112.940	124.940
Saturated model	42.000	43.215	115.951	136.951
Independence model	854.575	854.922	875.704	881.704

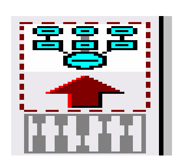
ECVI

Model	ECVI	LO 90	HI 90	MECVI
Default model	.284	.213	.385	.287
Saturated model	.169	.169	.169	.174
Independence model	3.432	3.065	3.829	3.433

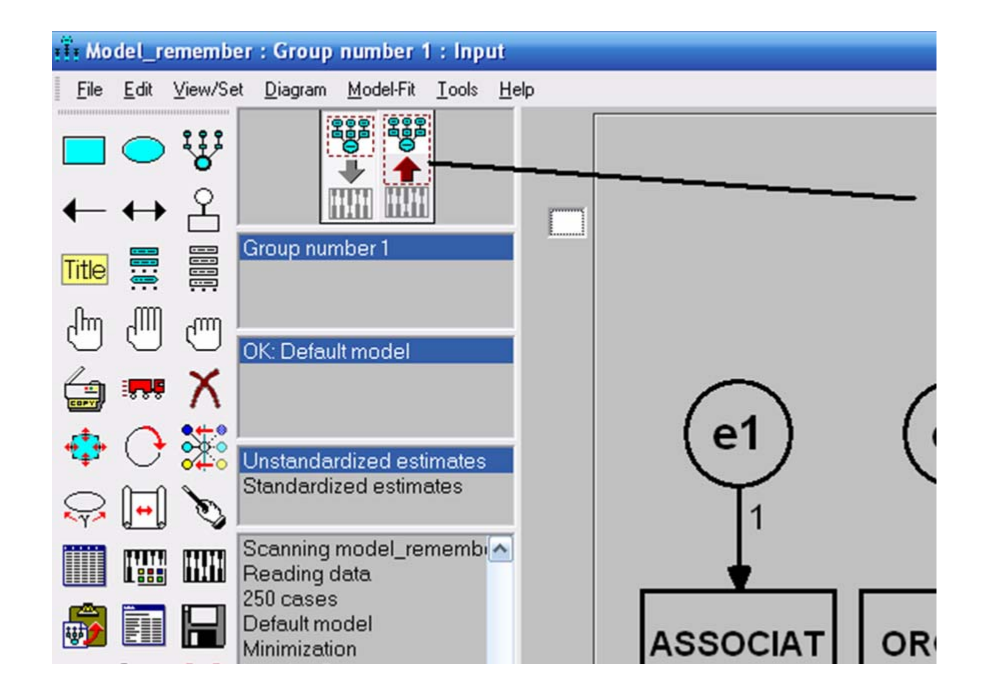
HOELTER

Model	HOELTER .05	HOELTER .01
Default model	91	116
Independence model	8	10

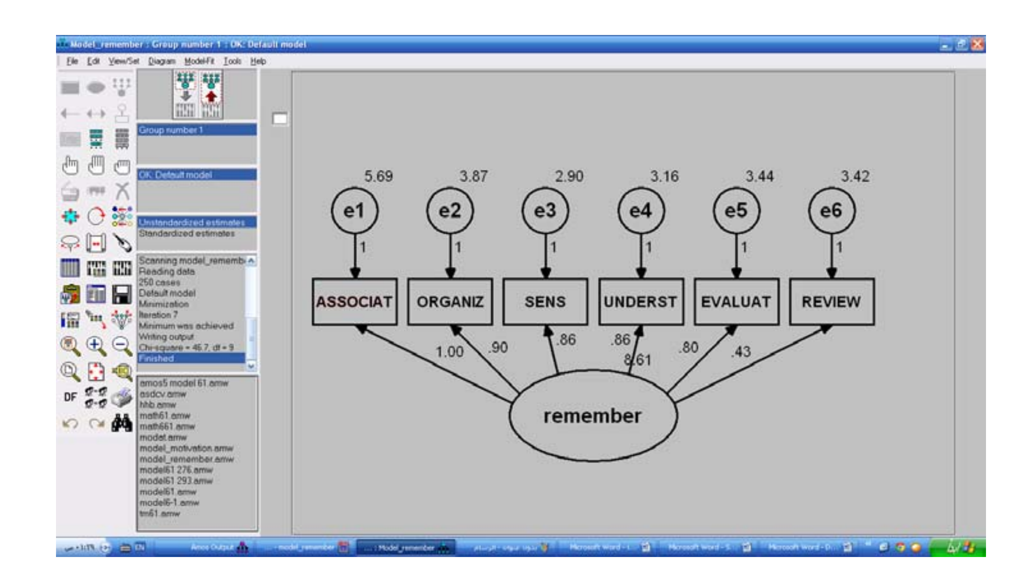
كما يمكن الحصول على نتائج الرسم ***Graphics Output*** بالضغط على أيقونة :



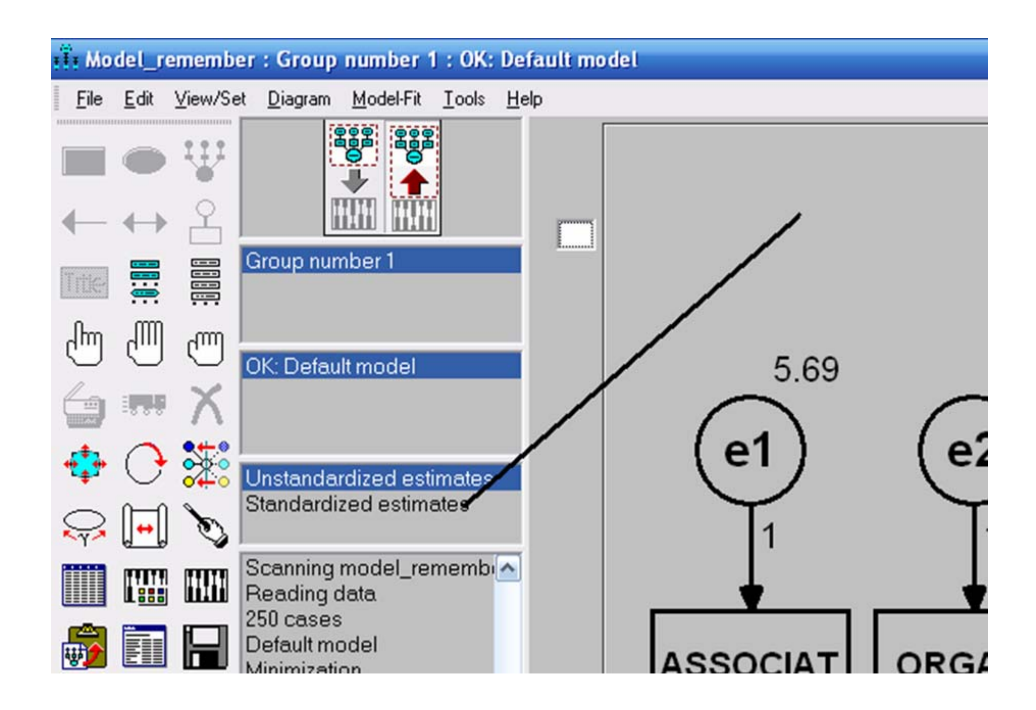
و مكانها في الشاشة كالتالي:



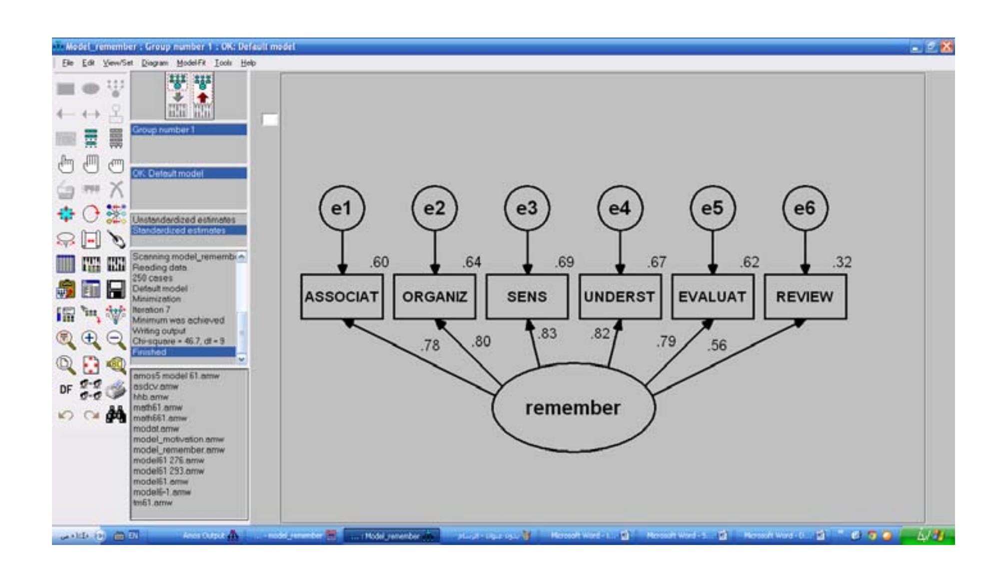
و بالضغط عليها تظهر النتائج التالية على الرسم:



حيث يلاحظ أن التقديرات على الرسم تأخذ صورة غير معيارية ***Unstandardized Estimation*** لتحويلها لتقديرات معيارية يتم تحديد الخيار الموضح في الشاشة التالية:



فبمجرد اختياره تظهر التقديرات المعيارية كما في الشكل التالي:



الخطوة الثامنة: فحص مؤشرات جودة المطابقة للنموذج :

مؤشرات جودة المطابقة	القيمة	المقبولية
χ^2/df	5,187=9/46,683=	غير مقبول
RMSEA	0,130	غير مقبول
GFI	0,945	مقبول
AGFI	0,873	مقبول
AIC	النموذج الأصلي=70,683 النموذج المشبع=42	غير مقبول
ECVI	النموذج الأصلي=0,284 النموذج المشبع=0,169	غير مقبول

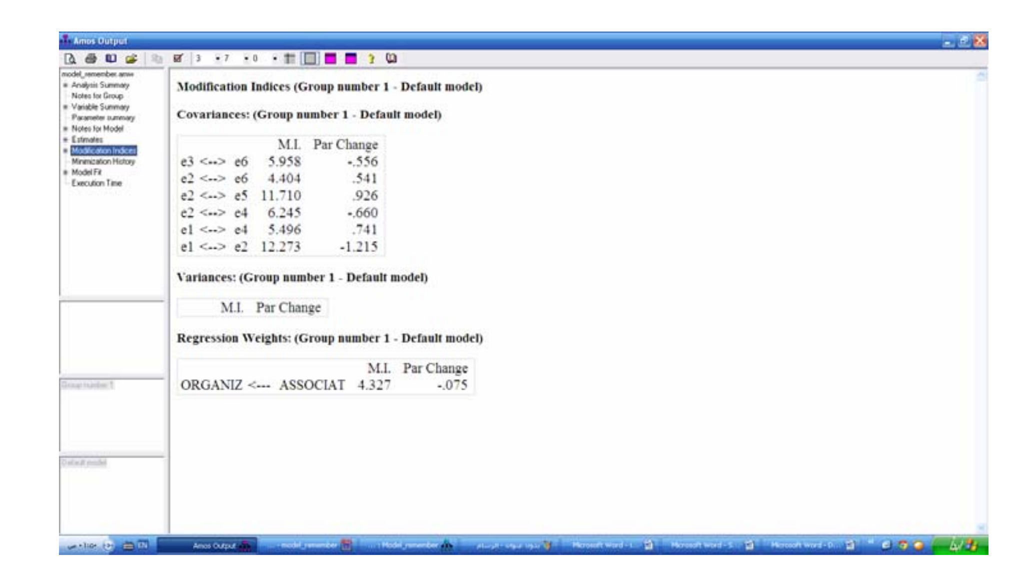
كما يمكن رصد تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العامل المفترض من خلال الجدول التالي:

المتغير الملاحَظ	التشبع	الدلالة***Critical Ratio*(*CR*)**
Associat	0,776	دال
Organiz	0,803	دال
Sens	0,828	دال
underst	0,817	دال

دال	0,786	***Evaluat***
دال	0,563	***Review***

ملاحظة
التشبعات على الرسم مقربة لرقمين عشريين

بتفحص بعض مؤشرات جودة المطابقة من الشاشة النصية للنتائج كما هو موضح في الجدول السابق نجد أن بعضها مقبول و بعضها غير مقبول [54], و لذلك يجب إجراء تعديل على النموذج بالنظر إلى مؤشرات التعديل ***Modification Indices*** في شاشة النتائج كالتالي:



Modification Indices (Group number 1 - Default model)

Covariances: (Group number 1 - Default model)

	M.I.	Par Change
e3 <--> e6	5.958	-.556
e2 <--> e6	4.404	.541
e2 <--> e5	11.710	.926
e2 <--> e4	6.245	-.660
e1 <--> e4	5.496	.741
e1 <--> e2	12.273	-1.215

Variances: (Group number 1 - Default model)

M.I.	Par Change

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

	M.I.	Par Change
ORGANIZ <--- ASSOCIAT	4.327	-.075

و بالإطلاع على مؤشرات التعديل نجد الآتي:

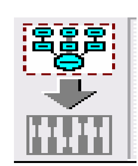
- عدم اقتراح تعديل على التباينات ***Variances*** .

---

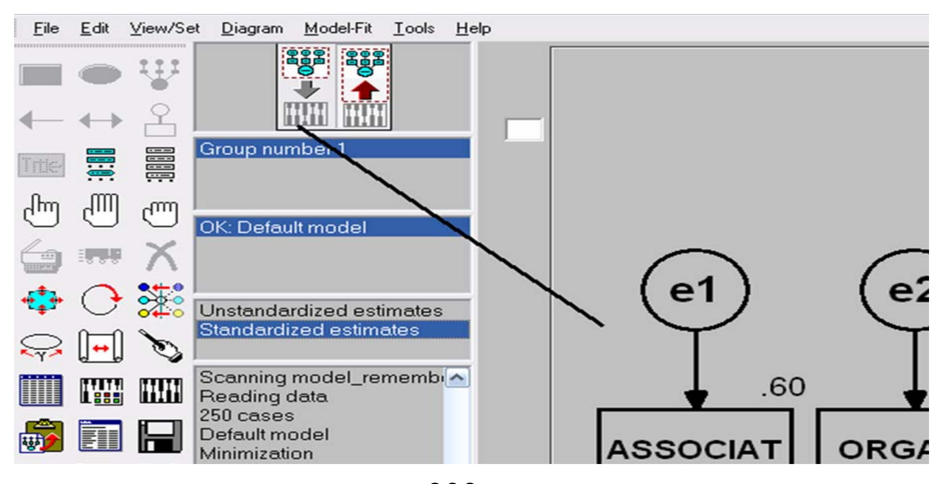
54 انظر الجزء (3-2) في الفصل الأول.

- يوجد عدة اقتراحات خاصة بإضافة ارتباط ***Covariance*** بـين متغـيرين مـن متغـيرات أخطـاء القياس في النموذج :فمثلاً إضافة ارتباط بين(***e3,e6***) سيُنقص قيمة مربع كا بمقدار 5,96 عـلى الأقل,كما أن إضافة ارتباط بين(***e2,e5***) سيُنقص قيمـة مربـع كـا بمقـدار 11,71 عـلى الأقـل و هكذا , و إذا تفحصنا جميع الاقتراحـات في هـذا الجـزء نجـد أن إضـافة ارتبـاط بـين (***e1,e2***) سيؤدي إلى أكبر تناقص في قيمة مربع كا حيث سيُنقصها بمقدار 12,27 عـلى الأقـل (تحـسين أفضل للنموذج).
- يوجد اقتراح خاص بإضافة مسار من المتغير الملاحَـظ ***associat*** إلى المتغـير الملاحَـظ ***organiz*** و الذي سيُنقص قيمة مربع كا بمقدار 4,33 على الأقل.

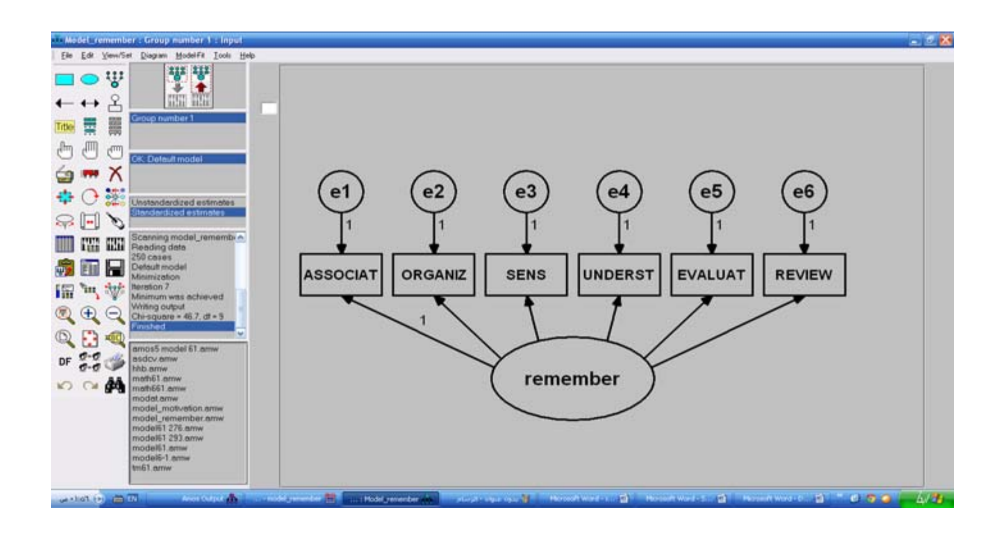
في ضوء مؤشرات التعديل المقترحة سيتم اختيار أفضل تعديل يُحسِّن النموذج ,و هو [إضافة ارتباط بين متغيري الخطأ(***e1,e2***)] و لذلك سـنذهب إلى النمـوذج الأصـلي قبـل تحليلـه ,و يمكـن الحـصول عليـه بالضغط على الأيقونة التالية:



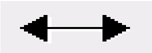
و مكانها في الشاشة كالتالي:



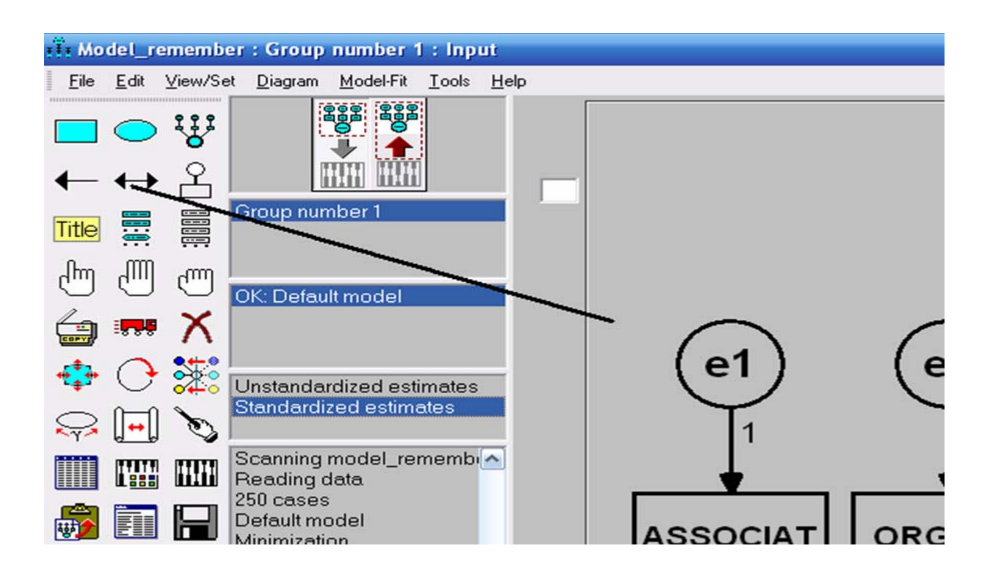
و بالضغط عليها يتحول الرسم السابق إلى وضعه الأصلي قبل التحليل كالتالي:



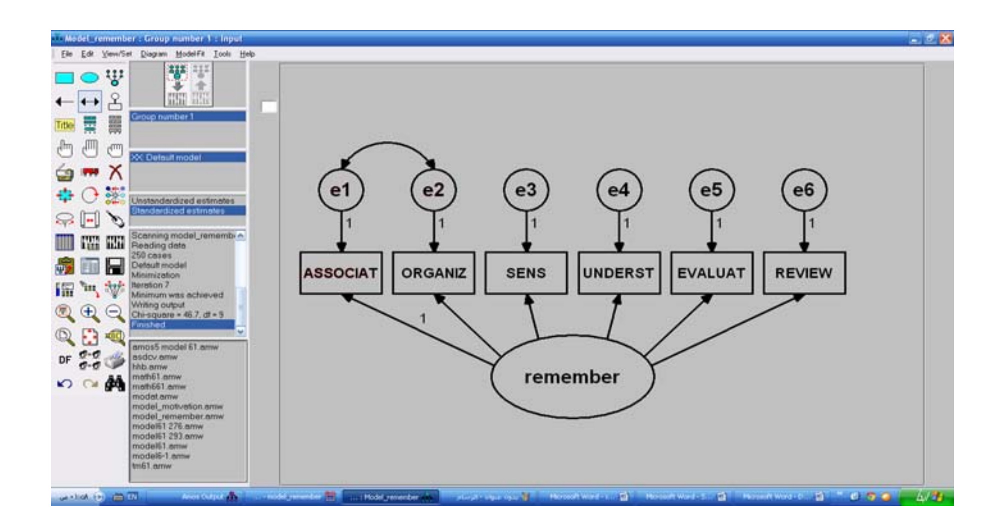
ثم يتم الضغط على الأيقونة التالية:



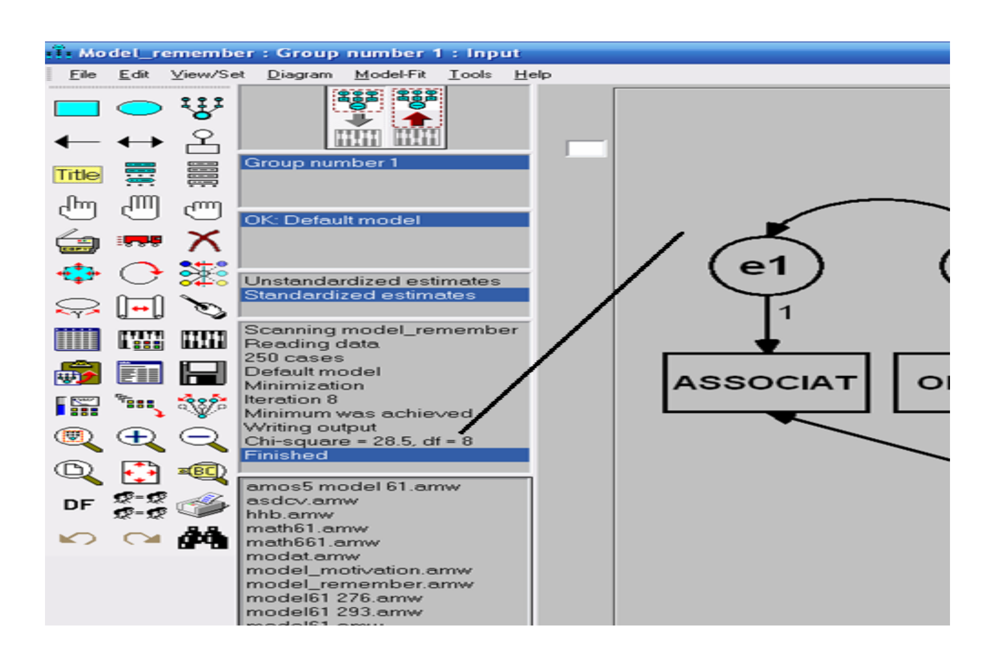
و التي تعني رسم خط يربط (*Covariance*) بين متغيرين ,و مكانها في الشاشة كالتالي:



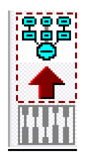
و بعد الضغط عليها نذهب للمتغيرين ***e2* , *e1*** لنربط بينهما كالتالي:



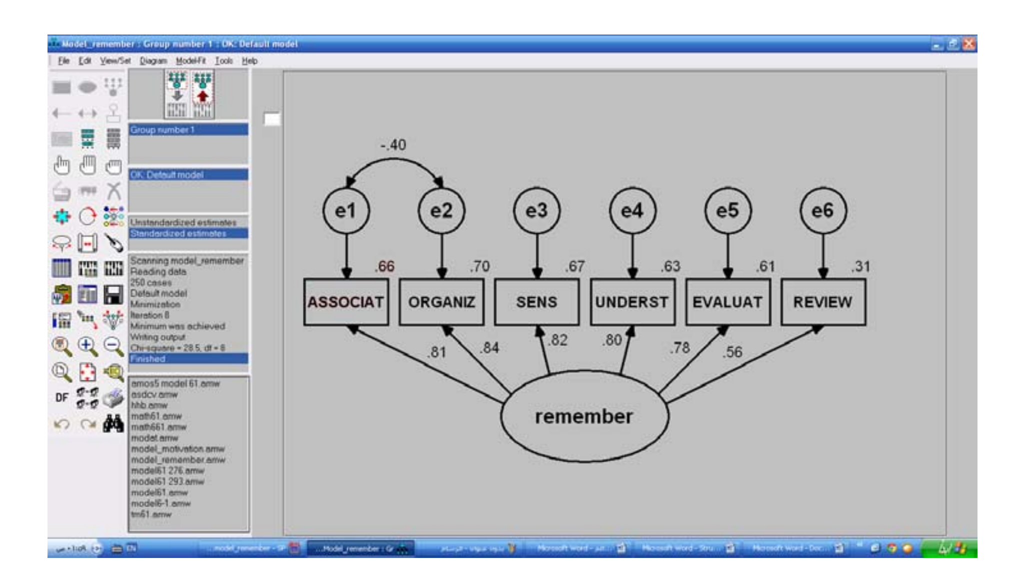
الخطوة التاسعة: إعادة التحليل مرة أخرى بتكرار الخطـوة ***Model-Fit-Calculate Estimates...*** ,حيـث تظهر الشاشة و بصفة خاصة الجانب الأيسر منها كالتالي:



و التي يُلاحَظ عليها نقصان قيمة مربع كا من (46,68) إلى (28,5) أي بمقدار 18,18 , بعد ذلك يتم الضغط على الأيقونة :

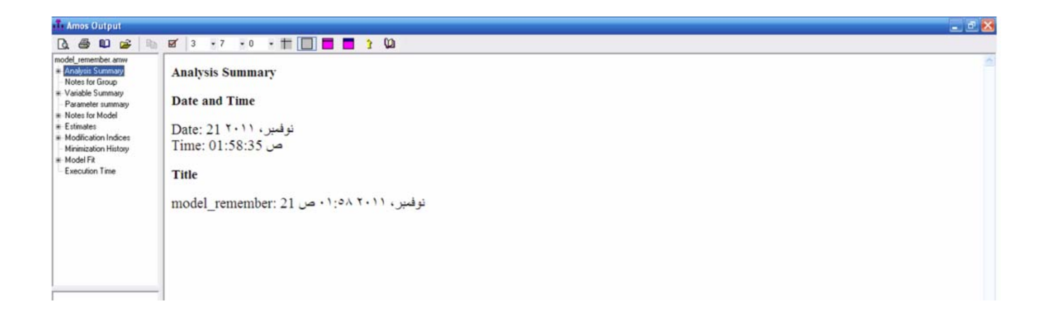


لتظهر النتائج التالية على الرسم في تقديراتها المعيارية:

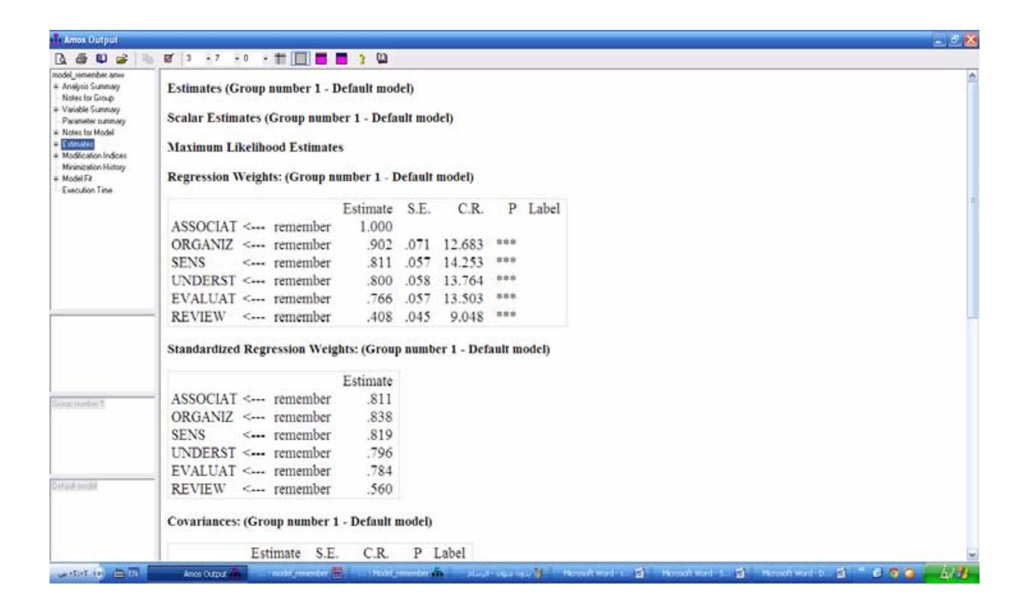


بعد ذلك يتم الإطلاع على الشاشة النصية للنتائج بعد التعديل,باستخدام الأمر ***View/Set-Text Output***

كما في الشكل التالي:



و للتعرف على التشبعات و دلالتها يـتم الـضغط عـلى عنـوان ***Estimates*** كـما يظهـر في شاشـة النتـائج التالية:



Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

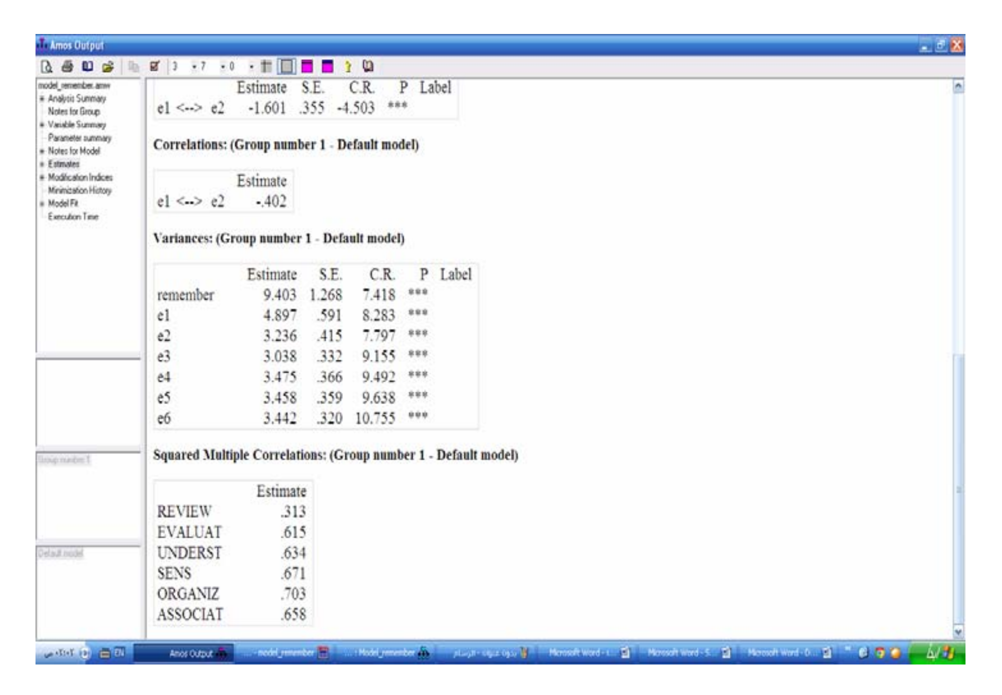
Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
ASSOCIAT	<---	remember	1.000				
ORGANIZ	<---	remember	.902	.071	12.683	***	
SENS	<---	remember	.811	.057	14.253	***	
UNDERST	<---	remember	.800	.058	13.764	***	
EVALUAT	<---	remember	.766	.057	13.503	***	
REVIEW	<---	remember	.408	.045	9.048	***	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
ASSOCIAT	<---	remember	.811
ORGANIZ	<---	remember	.838
SENS	<---	remember	.819
UNDERST	<---	remember	.796
EVALUAT	<---	remember	.784
REVIEW	<---	remember	.560

Covariances: (Group number 1 - Default model)



			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
e1	<-->	e2	-1.601	.355	-4.503	***	

Correlations: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
e1	<-->	e2	-.402

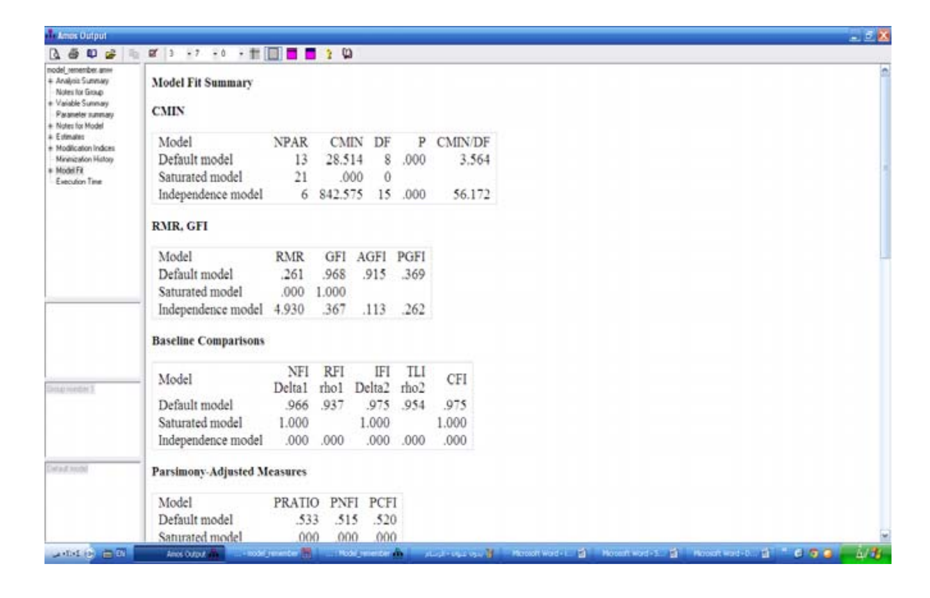
Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
remember	9.403	1.268	7.418	***	
e1	4.897	.591	8.283	***	
e2	3.236	.415	7.797	***	
e3	3.038	.332	9.155	***	
e4	3.475	.366	9.492	***	
e5	3.458	.359	9.638	***	
e6	3.442	.320	10.755	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

	Estimate
REVIEW	.313
EVALUAT	.615
UNDERST	.634
SENS	.671
ORGANIZ	.703
ASSOCIAT	.658

و بالضغط على عنوان ***Model-Fit*** يسار الـشاشة نحـصل عـلى مـؤشرات جـودة المطابقـة كـما يظهـر في الشاشة التالية:



Model Fit Summary

CMIN

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	13	28.514	8	.000	3.564
Saturated model	21	.000	0		
Independence model	6	842.575	15	.000	56.172

RMR, GFI

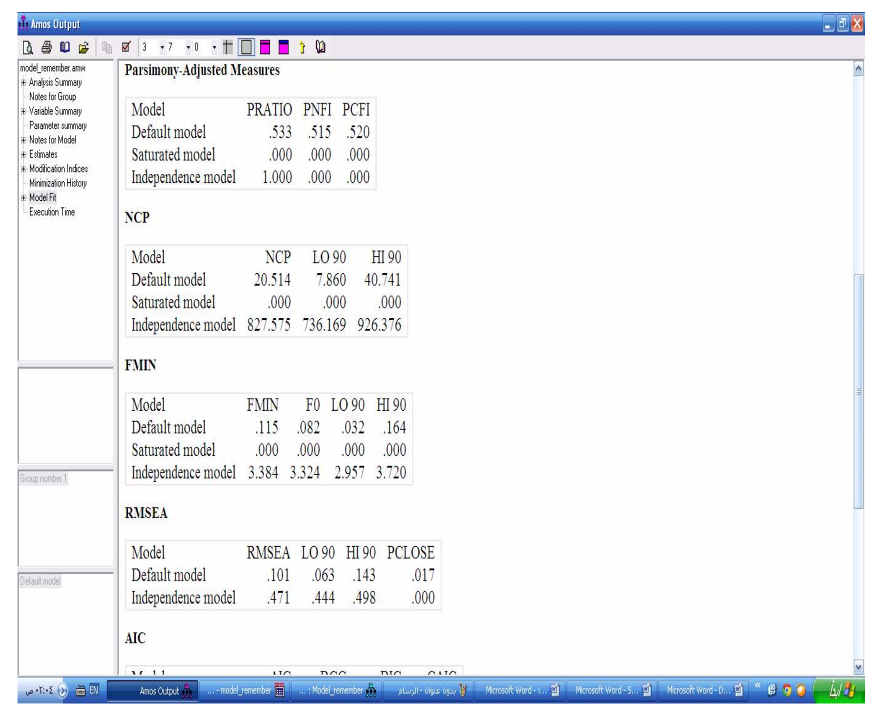
Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	.261	.968	.915	.369
Saturated model	.000	1.000		
Independence model	4.930	.367	.113	.262

Baseline Comparisons

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	.966	.937	.975	.954	.975
Saturated model	1.000		1.000		1.000
Independence model	.000	.000	.000	.000	.000

Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.533	.515	.520
Saturated model	.000	.000	.000



Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.533	.515	.520
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	1.000	.000	.000

NCP

Model	NCP	LO 90	HI 90
Default model	20.514	7.860	40.741
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	827.575	736.169	926.376

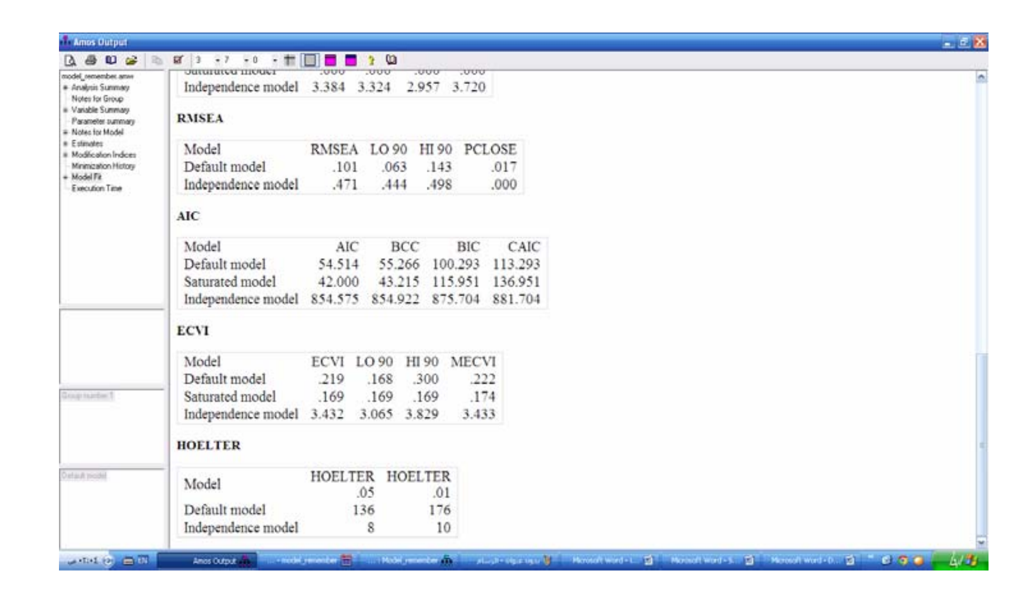
FMIN

Model	FMIN	F0	LO 90	HI 90
Default model	.115	.082	.032	.164
Saturated model	.000	.000	.000	.000
Independence model	3.384	3.324	2.957	3.720

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.101	.063	.143	.017
Independence model	.471	.444	.498	.000

AIC



Model				
Saturated model	.000	.000	.000	.000
Independence model	3.384	3.324	2.957	3.720

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.101	.063	.143	.017
Independence model	.471	.444	.498	.000

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	54.514	55.266	100.293	113.293
Saturated model	42.000	43.215	115.951	136.951
Independence model	854.575	854.922	875.704	881.704

ECVI

Model	ECVI	LO 90	HI 90	MECVI
Default model	.219	.168	.300	.222
Saturated model	.169	.169	.169	.174
Independence model	3.432	3.065	3.829	3.433

HOELTER

Model	HOELTER .05	HOELTER .01
Default model	136	176
Independence model	8	10

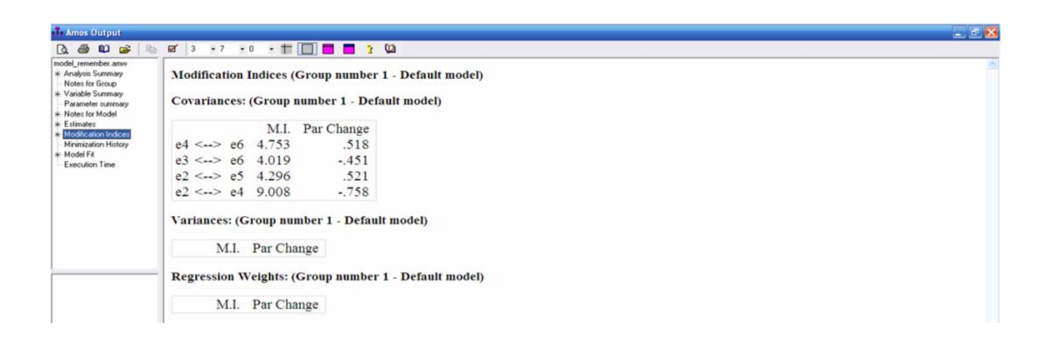
و بتفحص بعض مؤشرات جودة المطابقة نجد تحسن طفيف في النموذج كالتالي:

مؤشرات جودة المطابقة	القيمة	المقبولية
χ^2/df	3.564=8/28.514=	مقبول
RMSEA	0.101	غير مقبول
GFI	0.968	مقبول
AGFI	0.915	مقبول
AIC	النموذج الأصلي=54.514 النموذج المشبع=42	غير مقبول
ECVI	النموذج الأصلي=0.219 النموذج المشبع=0.169	غير مقبول

كما يمكن رصد التشبعات في الجدول التالي:

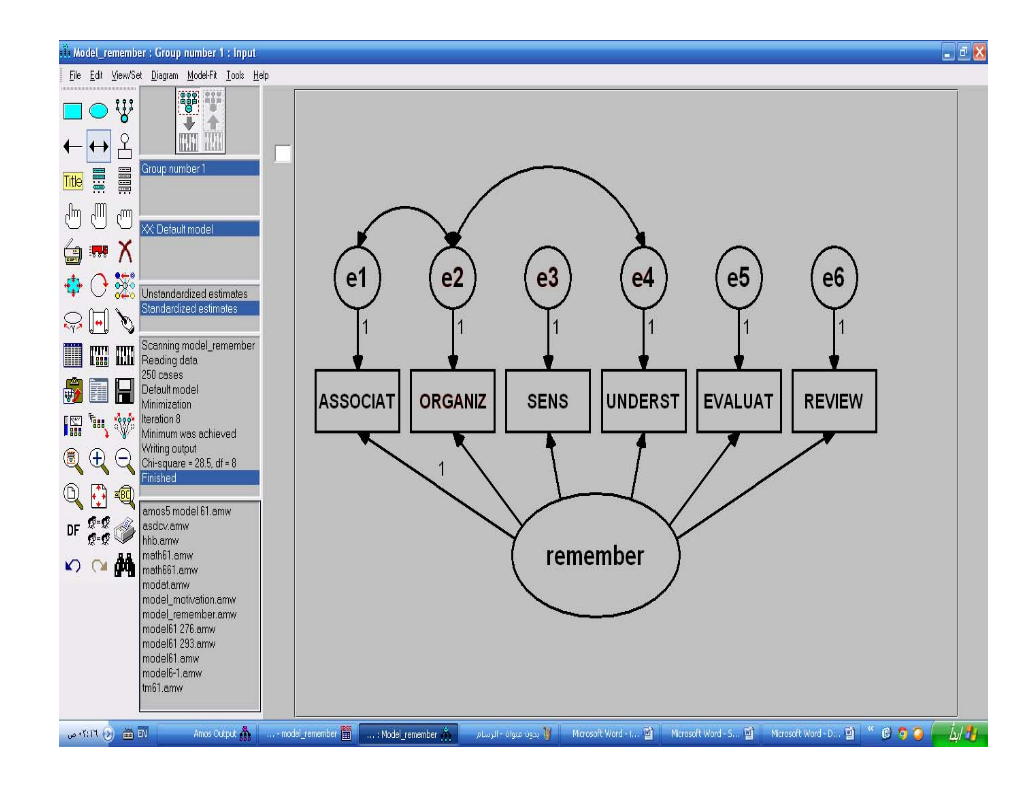
المتغير الملاحَظ	التشبع	الدلالة ***Critical Ratio*(*CR*)**
associat	0.811	دال
organiz	0.838	دال
Sens	0.819	دال
underst	0.796	دال
evaluat	0.784	دال
review	0.560	دال

وإذا تفحصنا مؤشرات جودة المطابقة نجد أن بعضها غير مقبول حيث أن مـؤشر ***RMSEA*** حظـي عـلى قيمة غير مقبولـة(0,101 > 0,06),كـما أن قيمتـي ***AIC***, و ***ECVI*** للنمـوذج الأصـلي أعـلى مـن النمـوذج المشبع مما يدل على ضعف النموذج , و لذلك يحتاج النموذج إلى تعديل آخر ,بالإطلاع عـلى مـؤشرات التعديل في شاشة النتائج كالتالي:

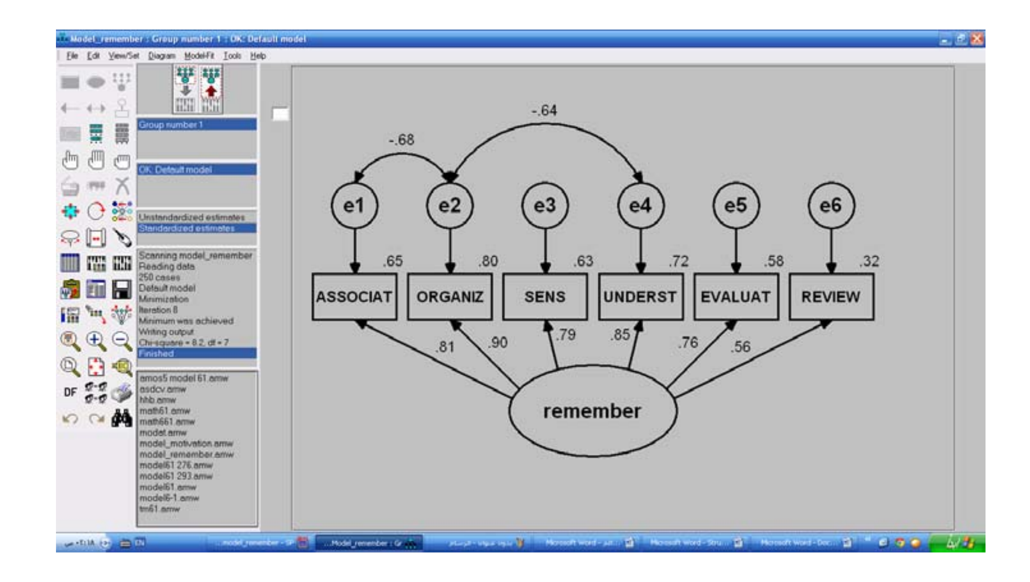


و بتفحص مؤشرات التعديل نجد وجود عدة اقتراحات خاصة بإضافة ارتباطات بين متغيرات الخطأ ,و لكن لا يوجد أي اقتراحات خاصة بتعديل التباينات أو إضافة مسارات ,و بالنظر إلى هذه المقترحات نجد أن أفضل اقتراح ممكن هو إضافة ارتباط بين متغيري الخطأ ***e2,e4*** ,و الذي سيُنقص قيمة مربع كا بمقدار 9.01 على الأقل ,و لذلك سنجري التعديل الأخير كالتالي:

سنذهب للنموذج المرسوم و نرجعه لوضعه الأصلي قبل التحليل الأخير و نضيف هذا التعديل ليصبح شكل النموذج كالتالي:

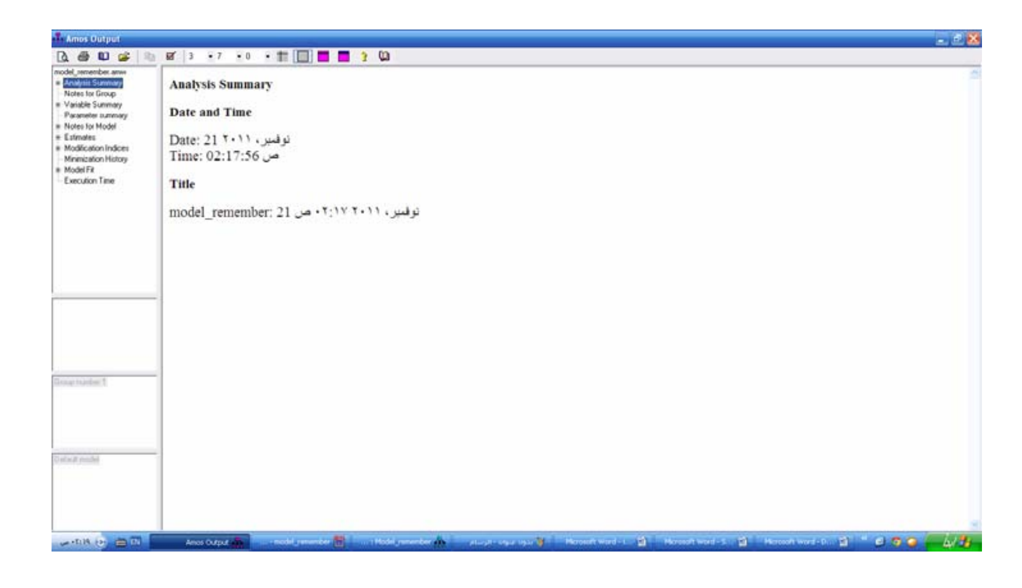


الخطوة العاشرة: إعادة التحليل مرة أخرى بتكرار الخطوة ***Model-Fit-Calculate Estimates...*** لتظهر النتائج على الرسم كالتالي:

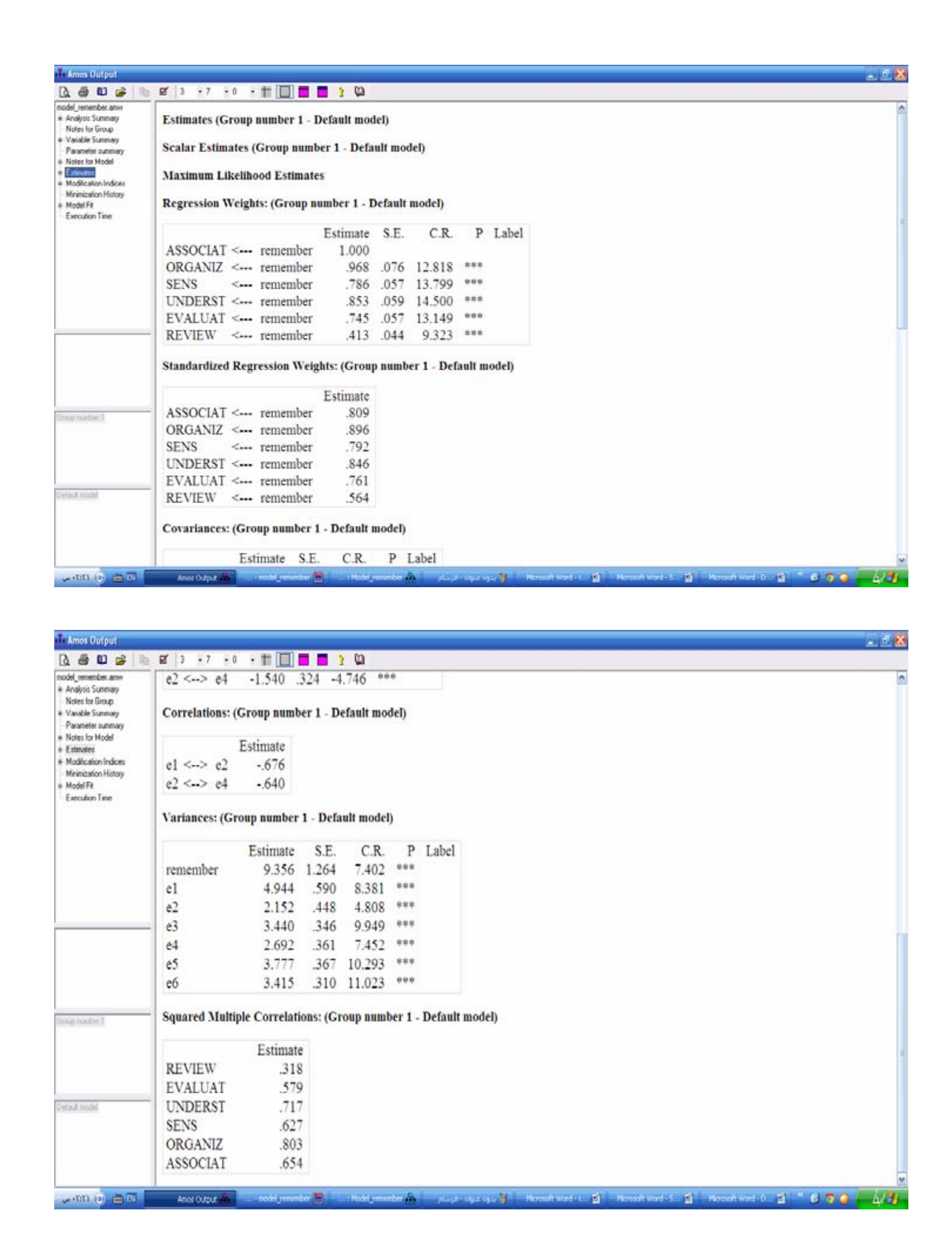


و التي يُلاحظ عليها نقصان قيمة مربع كا من (28.5) إلى (8.2) أي بمقدار 20.3.

كما يمكن إيضاح الشاشة النصية للنتائج في الشكل التالي:



و للتعرف على التشبعات و دلالتها يتم الضغط على عنوان ***Estimates*** كما يظهر في شاشة النتائج التالية:



Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
ASSOCIAT	<---	remember	1.000				
ORGANIZ	<---	remember	.968	.076	12.818	***	
SENS	<---	remember	.786	.057	13.799	***	
UNDERST	<---	remember	.853	.059	14.500	***	
EVALUAT	<---	remember	.745	.057	13.149	***	
REVIEW	<---	remember	.413	.044	9.323	***	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
ASSOCIAT	<---	remember	.809
ORGANIZ	<---	remember	.896
SENS	<---	remember	.792
UNDERST	<---	remember	.846
EVALUAT	<---	remember	.761
REVIEW	<---	remember	.564

Covariances: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
e2	<-->	e4	-1.540	.324	-4.746	***	

Correlations: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
e1	<-->	e2	-.676
e2	<-->	e4	-.640

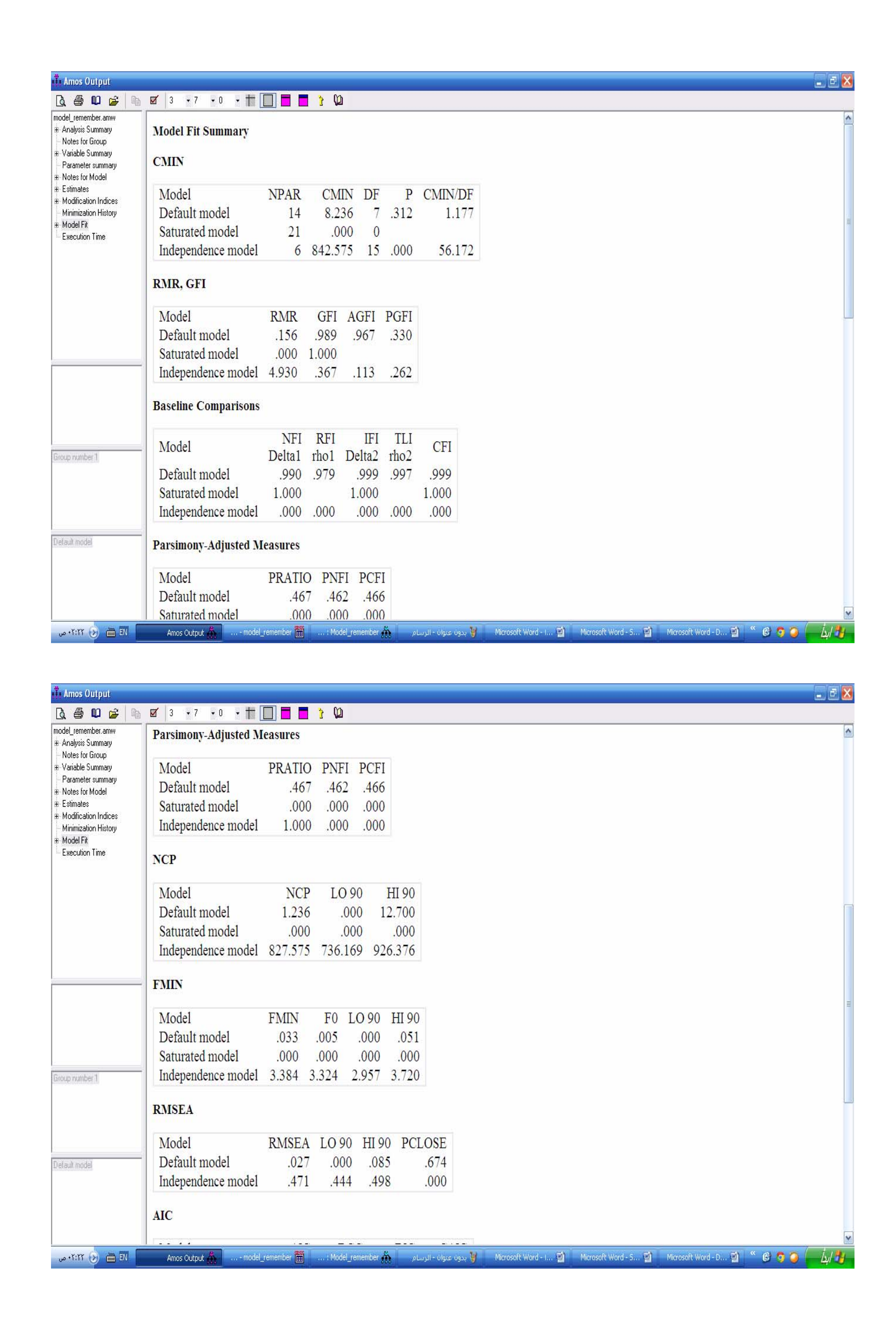
Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
remember	9.356	1.264	7.402	***	
e1	4.944	.590	8.381	***	
e2	2.152	.448	4.808	***	
e3	3.440	.346	9.949	***	
e4	2.692	.361	7.452	***	
e5	3.777	.367	10.293	***	
e6	3.415	.310	11.023	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

	Estimate
REVIEW	.318
EVALUAT	.579
UNDERST	.717
SENS	.627
ORGANIZ	.803
ASSOCIAT	.654

و بالضغط على عنوان ***Model-Fit*** يسار الـشاشة نحـصل عـلى مـؤشرات جـودة المطابقـة كـما يظهـر في الشاشة التالية:



Model Fit Summary

CMIN

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	14	8.236	7	.312	1.177
Saturated model	21	.000	0		
Independence model	6	842.575	15	.000	56.172

RMR, GFI

Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	.156	.989	.967	.330
Saturated model	.000	1.000		
Independence model	4.930	.367	.113	.262

Baseline Comparisons

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	.990	.979	.999	.997	.999
Saturated model	1.000		1.000		1.000
Independence model	.000	.000	.000	.000	.000

Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.467	.462	.466
Saturated model	.000	.000	.000

Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.467	.462	.466
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	1.000	.000	.000

NCP

Model	NCP	LO 90	HI 90
Default model	1.236	.000	12.700
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	827.575	736.169	926.376

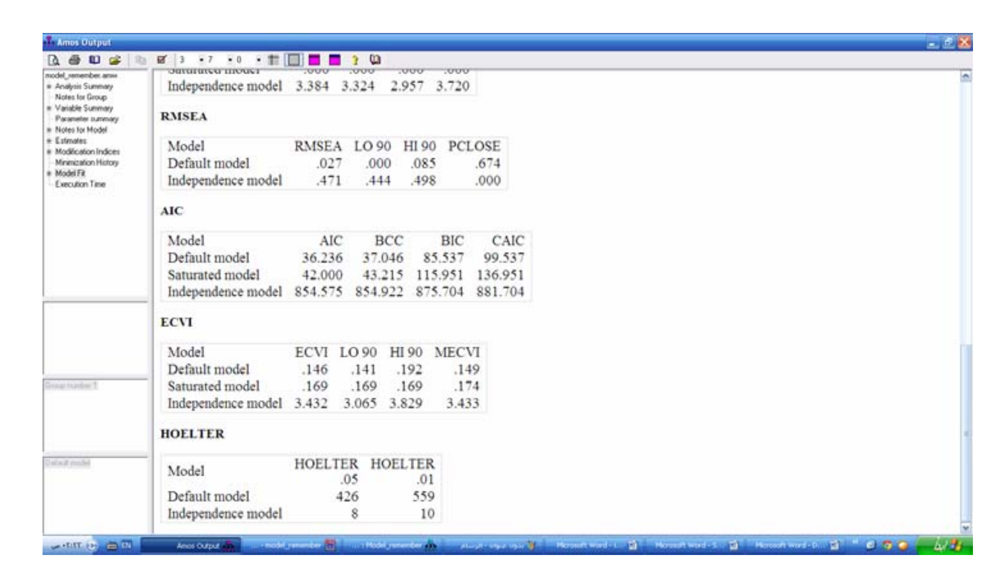
FMIN

Model	FMIN	F0	LO 90	HI 90
Default model	.033	.005	.000	.051
Saturated model	.000	.000	.000	.000
Independence model	3.384	3.324	2.957	3.720

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.027	.000	.085	.674
Independence model	.471	.444	.498	.000

AIC



Model				
Independence model	3.384	3.324	2.957	3.720

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.027	.000	.085	.674
Independence model	.471	.444	.498	.000

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	36.236	37.046	85.537	99.537
Saturated model	42.000	43.215	115.951	136.951
Independence model	854.575	854.922	875.704	881.704

ECVI

Model	ECVI	LO 90	HI 90	MECVI
Default model	.146	.141	.192	.149
Saturated model	.169	.169	.169	.174
Independence model	3.432	3.065	3.829	3.433

HOELTER

Model	HOELTER .05	HOELTER .01
Default model	426	559
Independence model	8	10

و بتفحص بعض مؤشرات جودة المطابقة نجد بالفعل وجود تحسن في النموذج حيث تم قبـول جميـع المؤشرات كما يتضح في الجدول التالي:

مؤشرات جودة المطابقة	القيمة	المقبولية
χ^2/df	1,177=7/8,236=	مقبول
RMSEA	0,027	مقبول
GFI	0,989	مقبول
AGFI	0,967	مقبول
AIC	النموذج الأصلي=36,236 النموذج المشبع=42	مقبول
ECVI	النموذج الأصلي=0,146 النموذج المشبع=0,169	مقبول

أما التشبعات المعيارية للمتغيرات الملاحَظة على العامل المفترض(المتغير الكامن) فيمكن رصدها في الجدول التالي:

المتغير الملاحَظ	التشبع	الدلالة***Critical Ratio*(*CR*)**
associat	0.809	دال
organiz	0.896	دال
sens	0.792	دال
underst	0.846	دال
evaluat	0.761	دال
review	0.564	دال

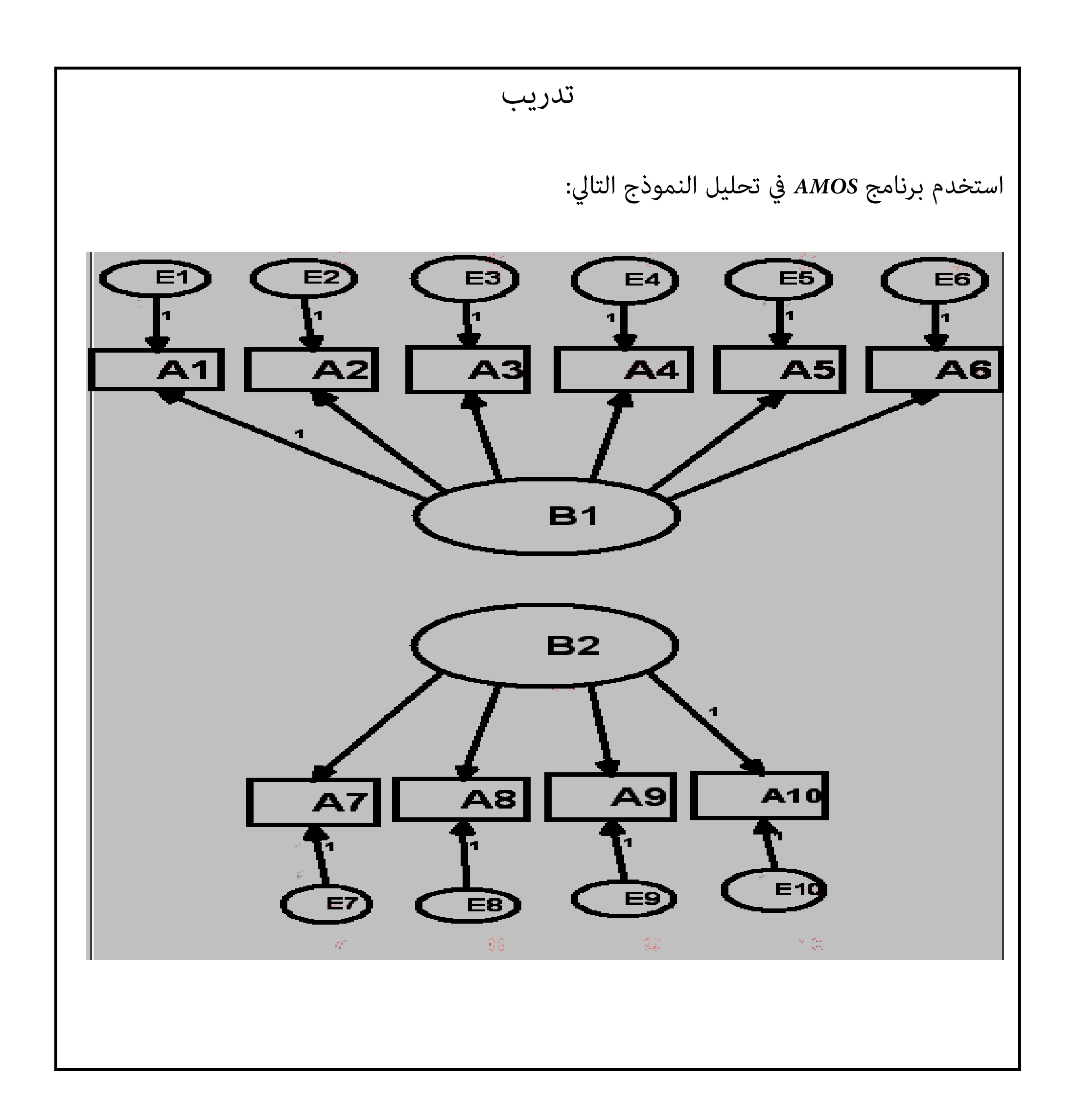
ملاحظة

حظي النموذج في شكله الجديد بعد التعديل بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة و ذلك بعد إضافة تعديلين على النموذج تم اقتراحهما في مؤشرات التعديل , و في الواقع إذا تم الاكتفاء بالتعديل الأول فقط ***e1↔e2*** أو الثاني فقط ***e4↔e2*** ستظل قيمة ***RMSEA*** غير مقبولة,و لذلك تمَّ الالتزام بالتعديلين, و السؤال الذي يتبادر للذهن هنا هل يسعى الباحث إلى إجراء المزيد من التعديلات على النموذج حتى يصل إلى قبول محكات مؤشرات جودة المطابقة؟ بمعنى لو قام الباحث بتحليل نموذج معين لم يحظى بمؤشرات جودة مطابقة , و قام بإجراء تعديلين و لكن النموذج لم يحقق محكات القبول ,هل يستمر الباحث في تعديل النموذج حتى يصل عنوةً إلى قبول النموذج أم يكتفي و يذكر في نتائجه عدم قبول النموذج,لعل

هذا السؤال استرعى انتباه العديد و العديد من المهتمين بالنمذجة البنائية الذين أوضحوا ضرورة عدم تغيير شكل النموذج على حساب قبوله .

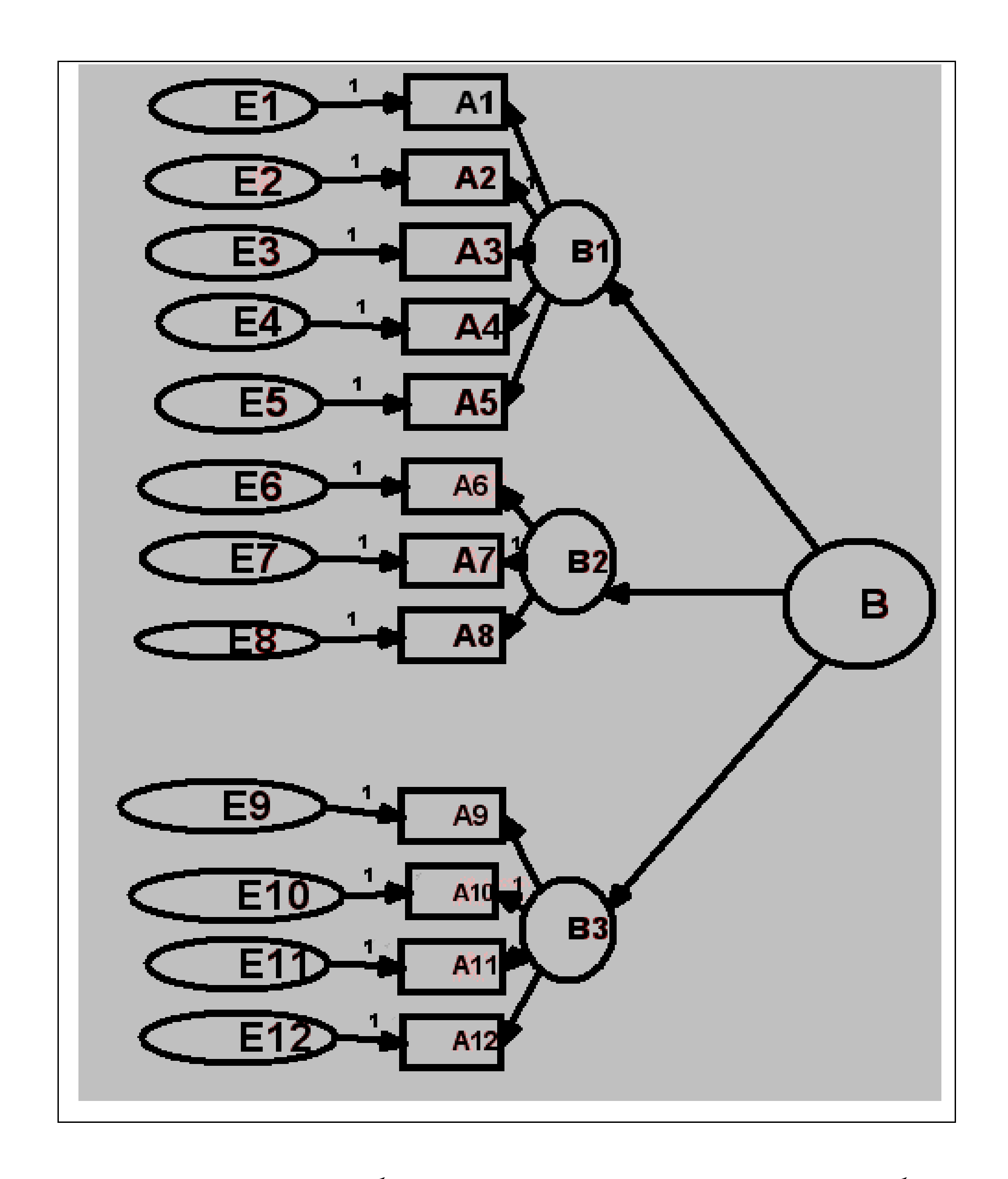
تدريب

استخدم برنامج ***AMOS*** في تحليل النموذج التالي:



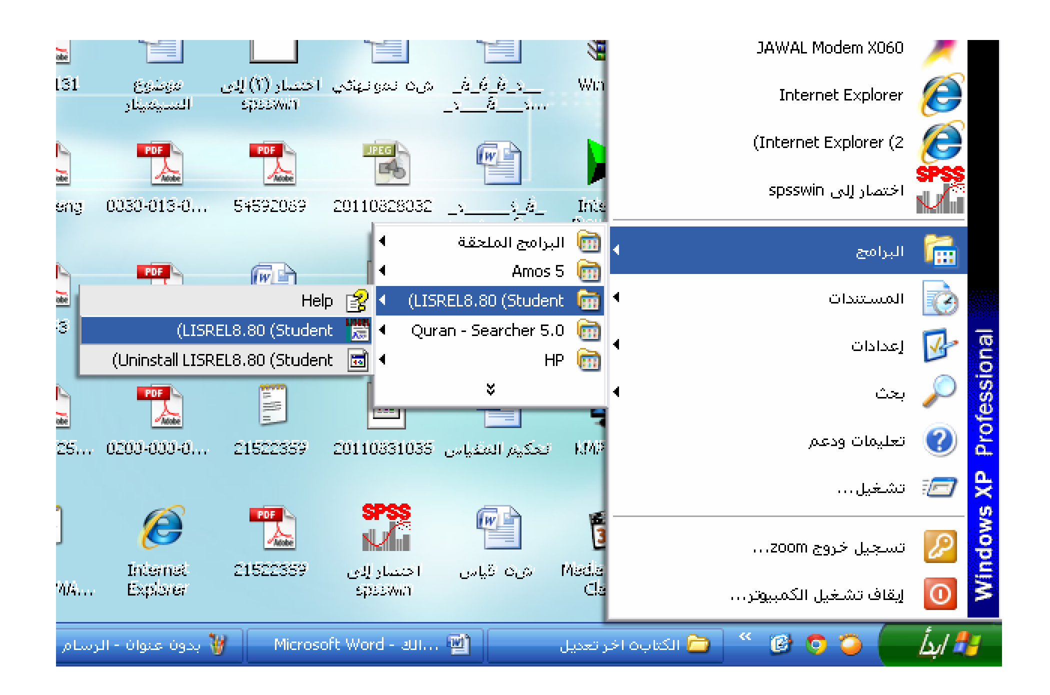
تدريب

استخدم برنامج ***AMOS*** في تحليل النموذج التالي:

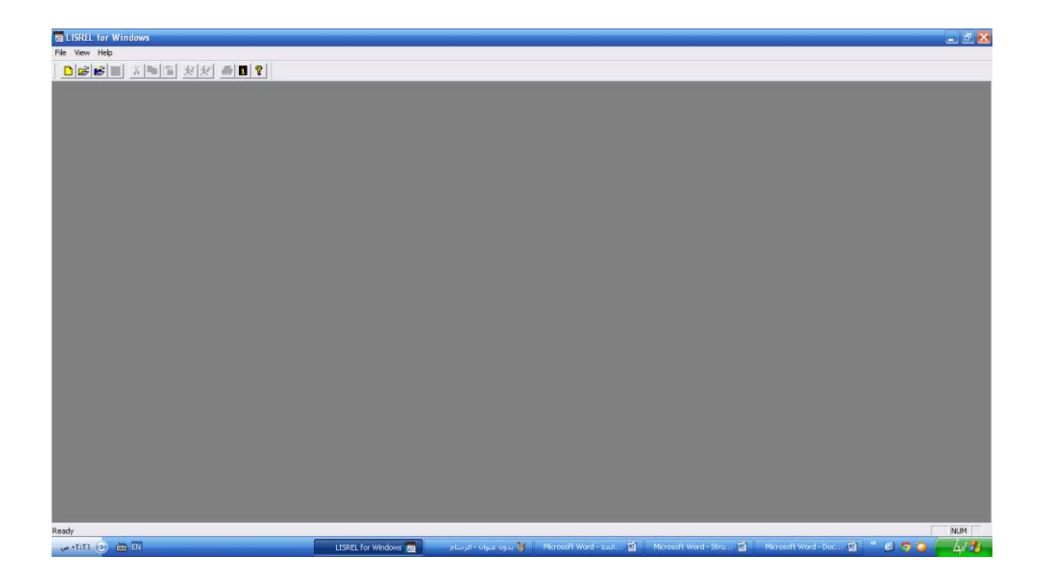


ثانياً: تحليل النموذج باستخدام برنامج *LISREL* وفقاً للخطوات التالية:

الخطوة الأولى : فتح برنامج ***LISREL*** كالتالي:

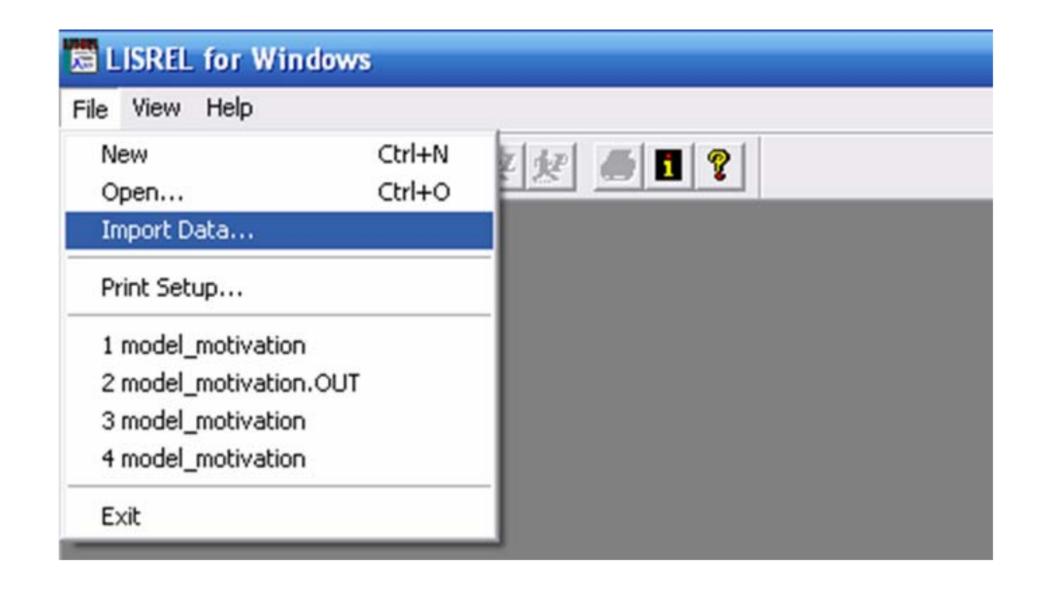


حيث تظهر الشاشة الرئيسية لبرنامج ***LISREL*** كالتالي:

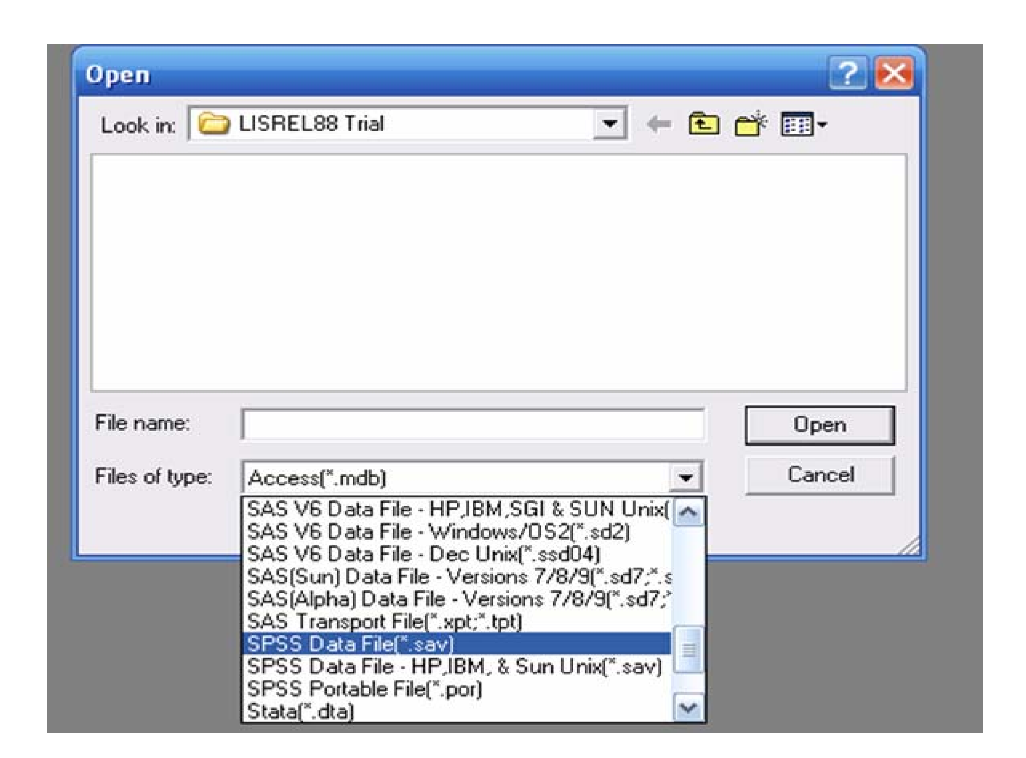


الخطوة الثانية : استيراد ملف البيانات الذي سيُعتمد عليه في التحليل من خلال : ***File-Import***

Data.... كما في الشاشة التالية:



حيث يظهر مربع الحوار التالي الذي يتم فيه تحديد موقع ملف البيانات و اسمه و كذلك نوعه :



ملاحظتان

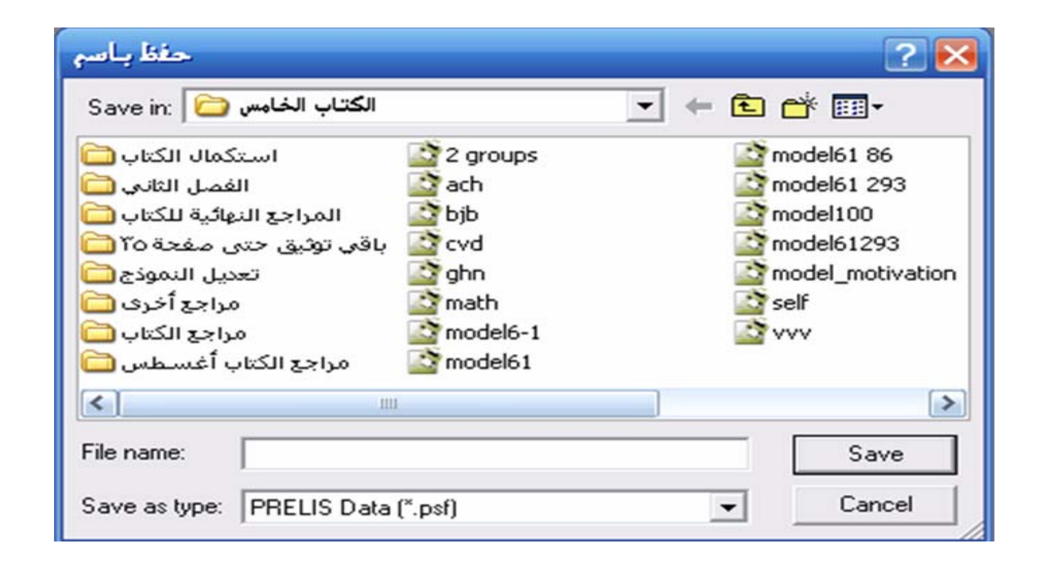
- يتضح من مربع الحوار أن برنامج ***LISREL*** يقبل ملفات من أنواع عديدة ,و سنقوم في المثال التالي بالاعتماد على ملف بيانات ***SPSS*** الذي يأخذ الامتداد ***sav***, حيث يتم في مربع الحوار اختيار أولاً نوع الملف(***SPSS***) ثم موقعه و كذلك اسمه.

- استيراد الملف لا يقتصر فقط على ملف الدرجات الخام حيث يمكن بدلاً من ذلك استيراد ملف نصي يحتوي على معاملات الارتباط بين المتغيرات ,و لكن هذا الإجراء يأخذ خطوات مختلفة ,و لذلك سنقتصر في المثال الحالي على ملف الدرجات الخام.

الخطوة الثالثة : يتم اختيار نوع الملف و موقعه و اسمه كالتالي:



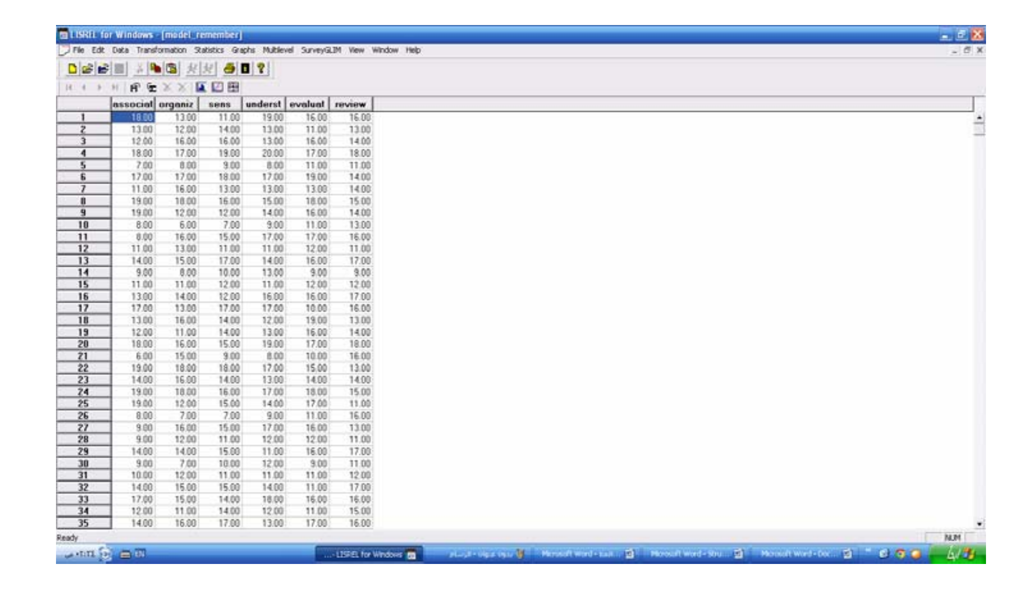
الخطوة الرابعة: يتم الضغط على زر ***Open*** ليظهر مربع حوار آخر كالتالي:



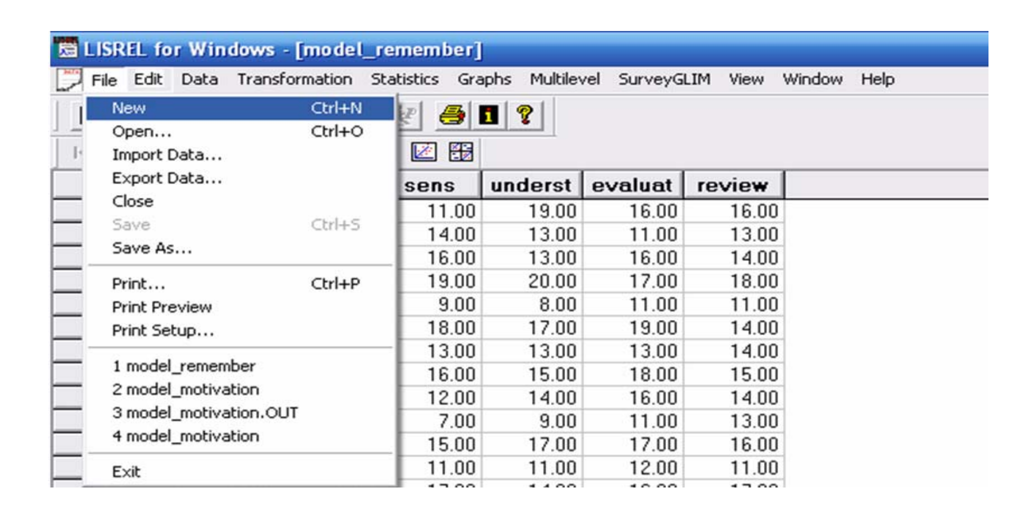
الملف الذي تمَّ استيراده سابقاً (***model_remember.sav***) يُطلَب إعادة تسميته في مربع الحوار السابق و تحديداً في خانة ***File name*** لكي يتعامل معه برنامج ***LISREL*** (سواء بنفس اسمه الأصلي أو اسم آخر),لذلك سنكتب اسم الملف ***model_remember***, أما خانة ***Save as type*** سنختار فيها نوع الملف بامتداد يتعامل معه برنامج ***LISREL*** و من هذه الامتدادات (***psf***) ,كما يظهر في الشاشة التالية:



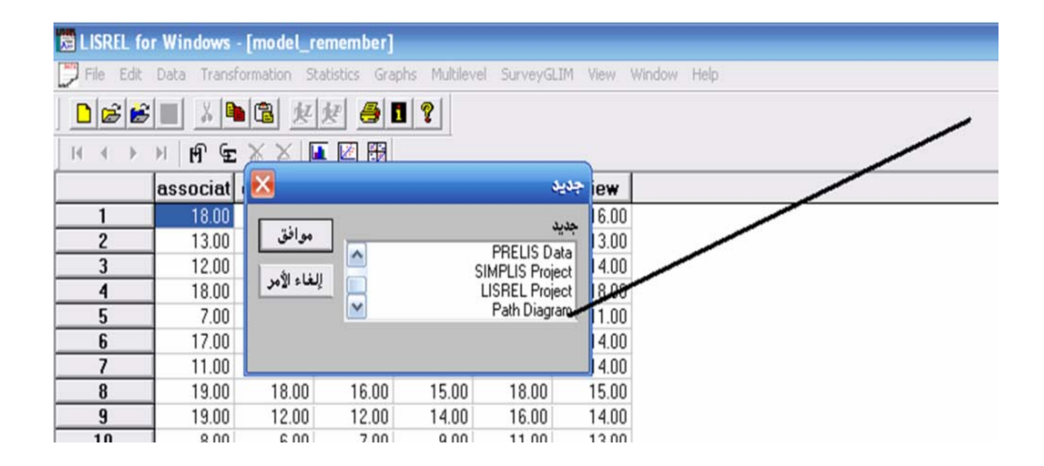
الخطوة الخامسة : يتم الضغط على زر ***Save*** ليظهر ملف البيانات في شاشة ***LISREL*** كالتالي:



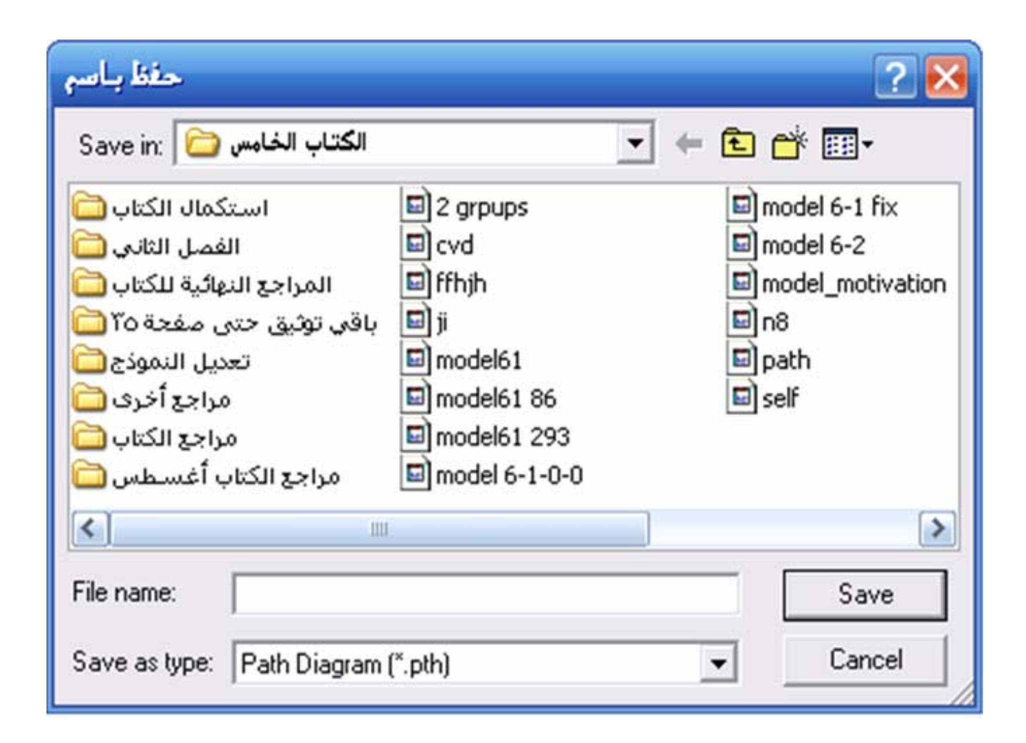
الخطوة السادسة : الشاشة السابقة هي شاشة البيانات و التي ملفهـا يأخـذ الامتـداد ***psf*** ,و لكـن في هذا الخطوة سوف يتم تكوين شاشة الرسم التي سيتم رسم النمـوذج فيهـا ,و هـذه الـشاشة سـتُحفَظ بملف يأخذ الامتداد ***pth*** , و يمكن تكوين هذه الشاشة من خلال الأمر ***File-New*** كالتالي:



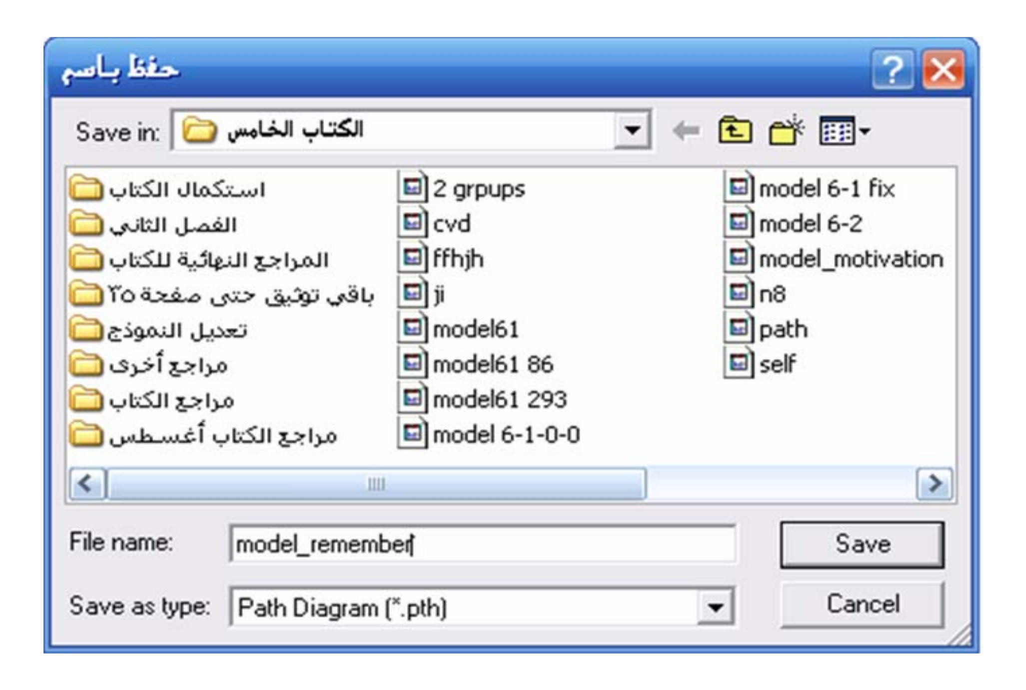
و بالضغط على ***New*** يظهر مربع الحوار التالي الذي يتم فيه تحديد نوع الشاشة المطلوب فتحها كالتالي:



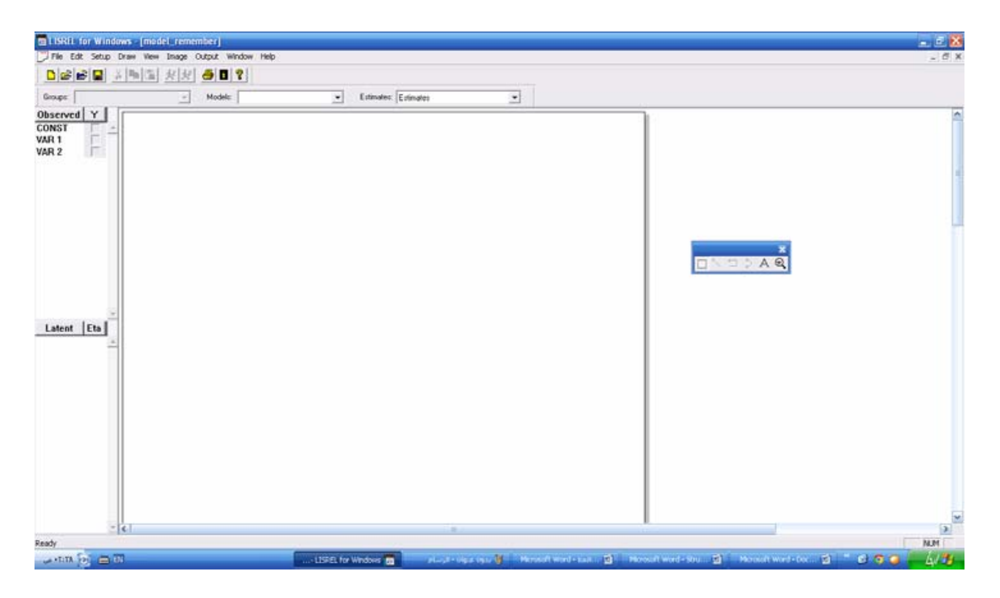
يتم اختيار ***Path Diagram*** و الضغط على موافق أو ***OK***, ليظهر مربع حوار و الذي يتم فيه تحديد اسم الشاشة و هذا الاسم يأخذ الامتداد ***pth*** كما سبق قوله كالتالي:



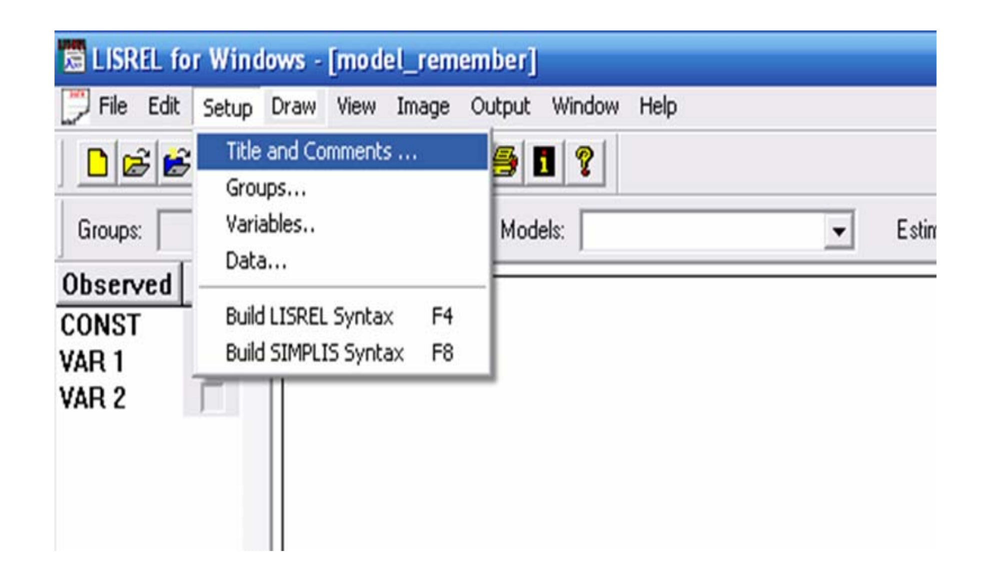
يتم تحديد اسم للملف و هنا سنختار نفس اسم ملف البيانات***model_remember*** (يمكنك تغيير الاسم) كالتالي:



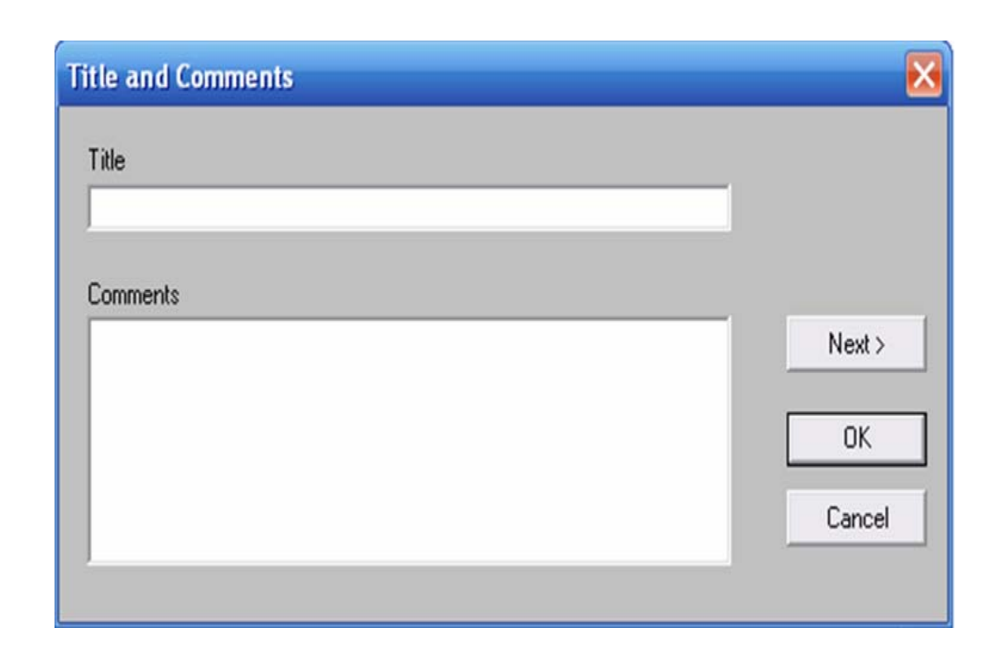
و بعد الضغط على ***Save*** تظهر شاشة الرسم التالية:



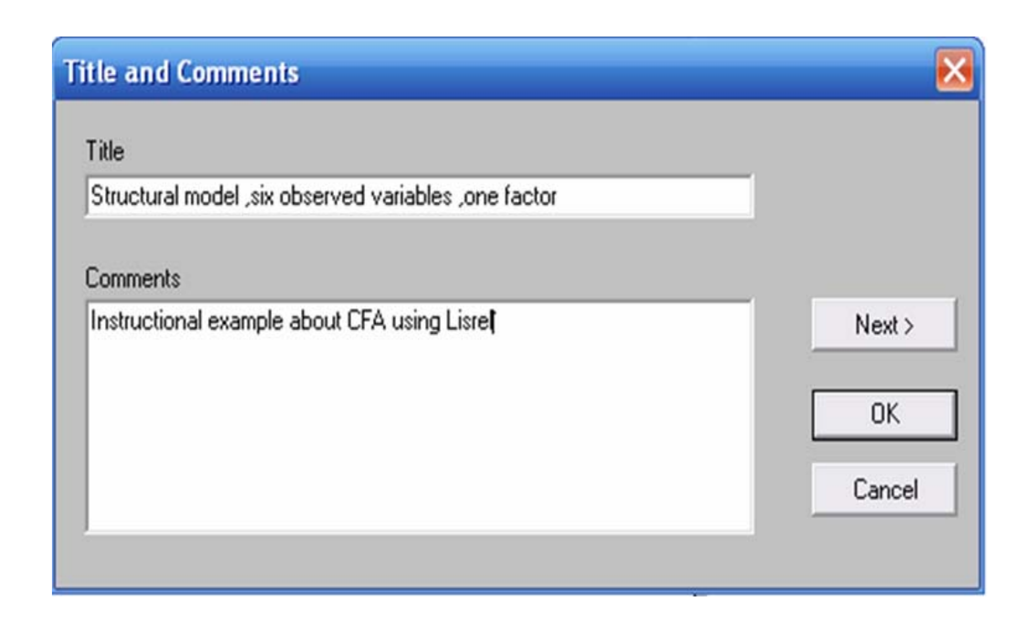
الخطوة السابعة: رسم النموذج الذي سيتم تحليله كالتـالي:مـن قائمـة ***Setup*** في سـطر الأوامـر نختـار ***Title and Comments*** كما في الشاشة التالية:



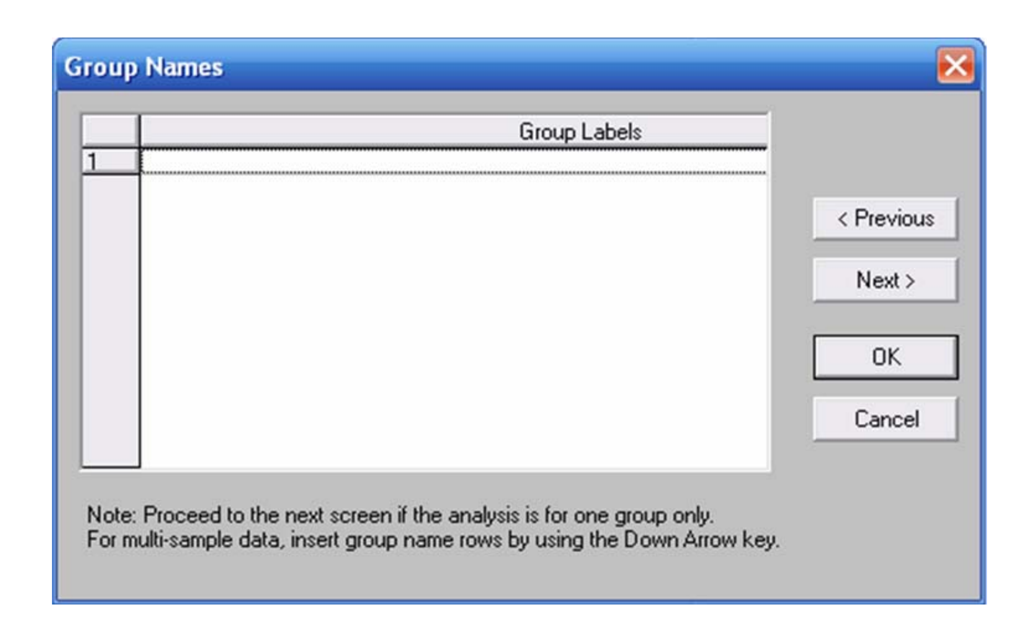
ليظهر مربع الحوار التالي:



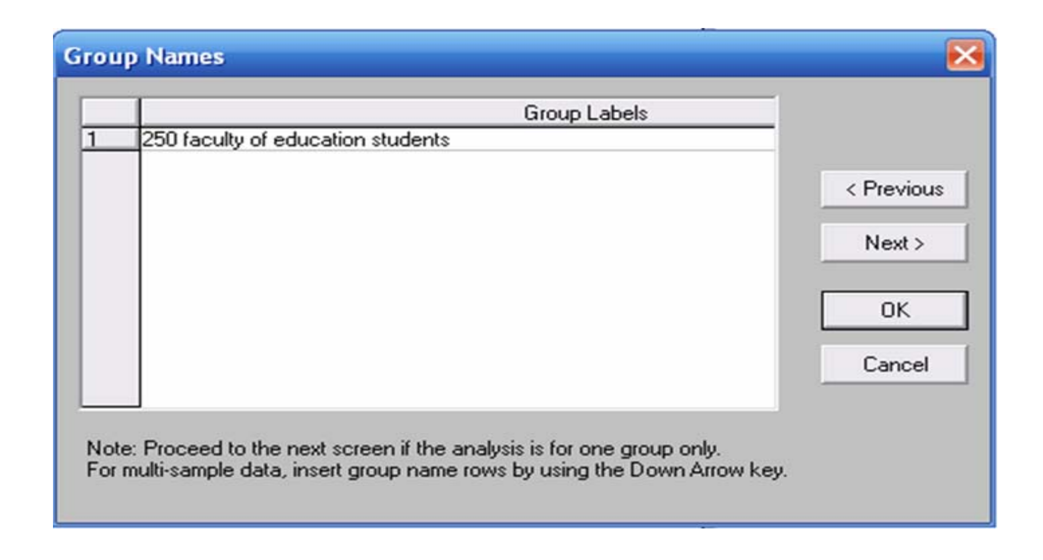
حيث يـتم كتابـة اسـم للنمـوذج في خانـة ***Title***(اختيـاري) ,و كتابـة أيـة تفاصـيل أو تعليقـات خاصـة بالنموذج في خانة ***Comments*** (اختياري) كالتالي:



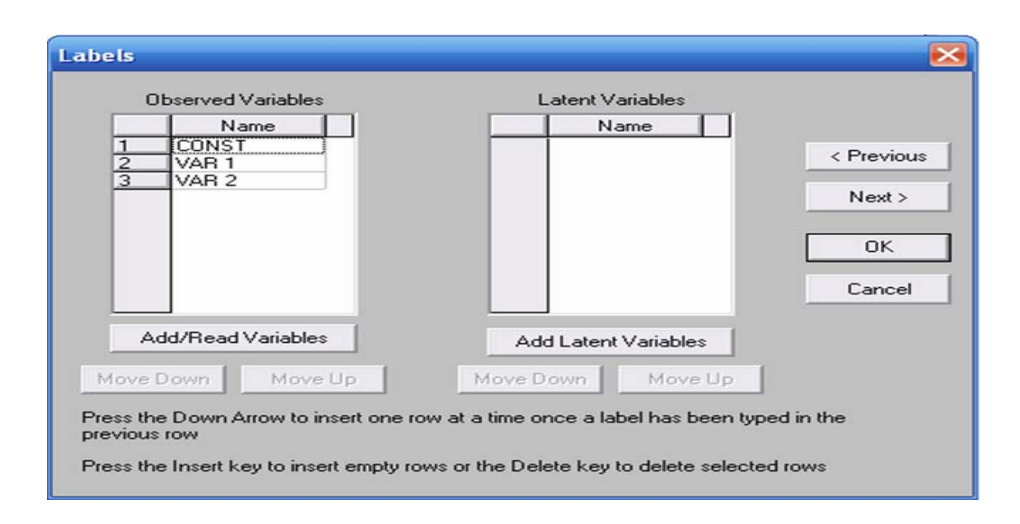
ثم يتم الضغط على ***Next*** ليظهر مربع الحوار التالي:



و هو مربع حوار خاص بتسمية مجموعة المفحوصين(اختياري),و كذلك إضـافة مجموعـات أخـرى (إذا تم قياس المتغيرات على أكثر من مجموعة) و ذلك بالضغط عـلى (سـهم أسـفل) ,و حيـث أن متغـيرات النموذج(الستة) تم قياسها على مجموعة واحدة من الأفراد ,لذلك يمكن الـضغط عـلى ***Next*** و الانتقـال للحوار التالي مباشرة أو تسمية المجموعة ثم الانتقال ,و هنا يمكننا تسمية المجموعة كالتالي:



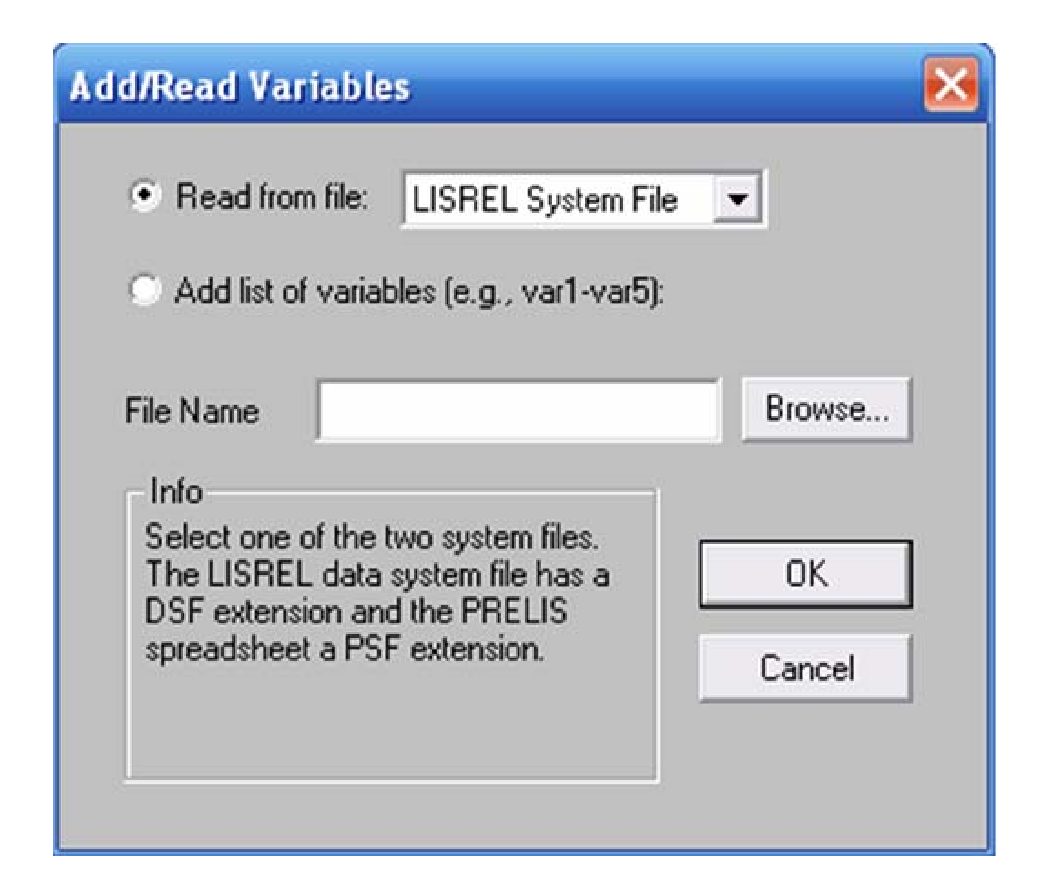
و بعد الضغط على زر ***Next*** يظهر مربع الحوار التالي:



و هو مربع حوار يتعلق بتسمية متغيرات النموذج (الملاحَظة و الكامنة)

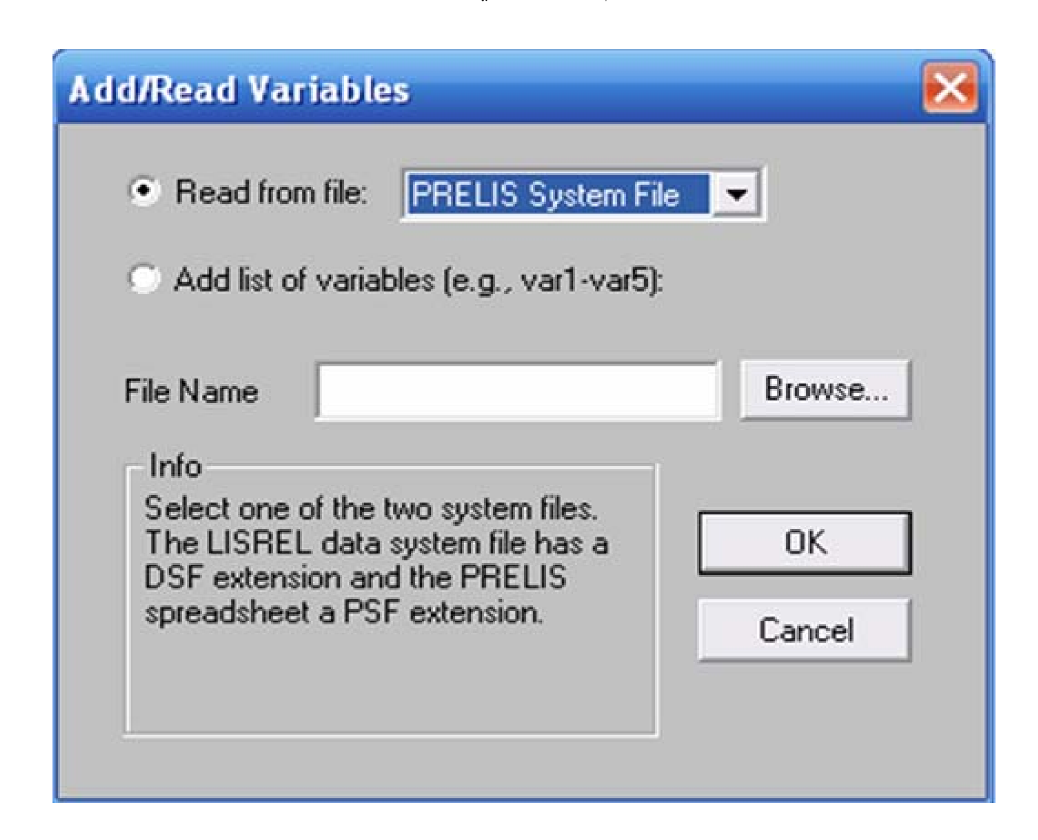
ملاحظة
لا يتم تسمية متغيرات الخطأ في برنامج ***LISREL*** و هي تظهر فارغة في النموذج بدون شكل بيضاوي أو دائري .

و لتسمية المتغيرات الملاحَظة يتم الضغط على زر ***Add/Read Variables*** ليظهر مربع الحوار التالي:

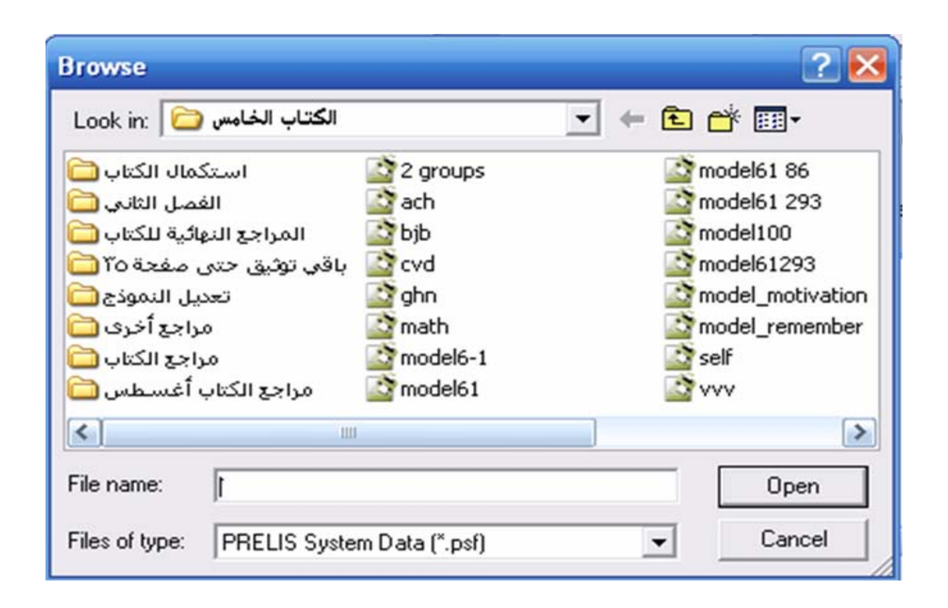


حيث يُخيِّرك مربع الحوار بين تسمية المتغيرات من ملف محفوظ مسبقاً (***Read from file***) أو تسمية المتغيرات يدوياً ***Add list of variables***, و حيث أننا قمنا باستيراد ملف البيانات (***model_remember.psf***) لذلك سنختار الخيار الأولى(افتراضي) (***Read from***

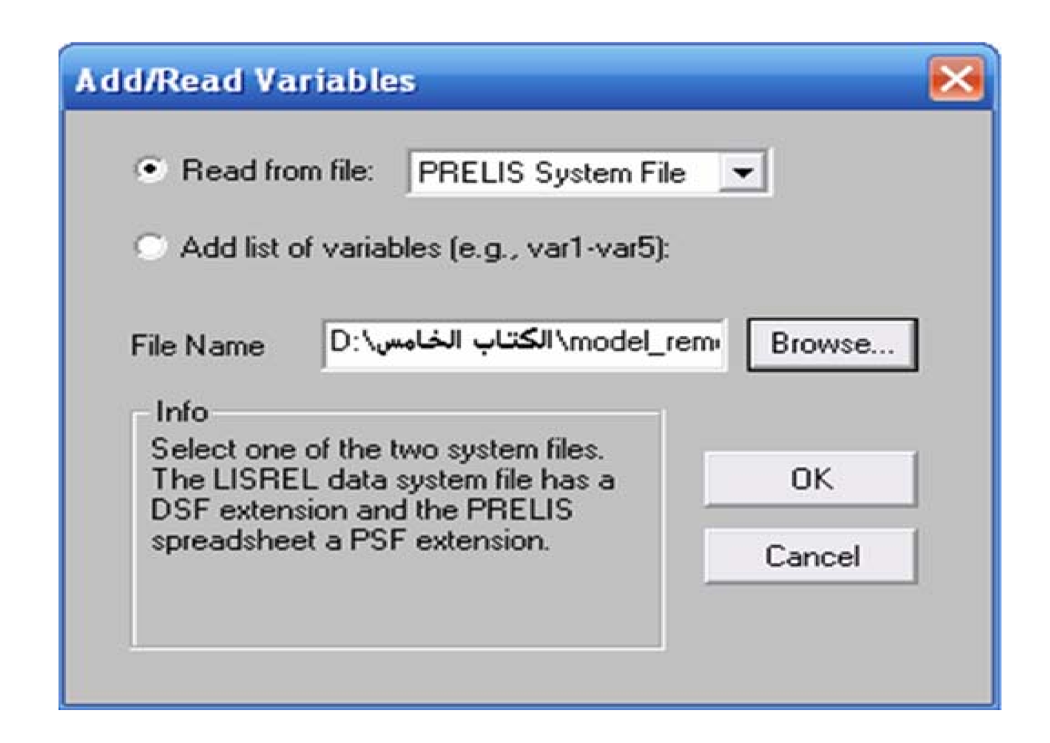
file)، و في هذه الحالة يتم تحديد نظام الملف في الخانة المقابلة ,فهناك نوعان من نظم الملف أحـدهما يُسمَّى ***LISREL System File*** و الآخر يُسمَّى ***PRELIS System File*** و هذا الاختيار الأخـير يتعلـق بقـراءة ملفات من بعض البرامج الإحصائية الخارجيـة مثـل (***EXCEL , ACCESS , SPSS , SAS***) و التـي يلحقهـا الامتداد ***psf*** بعد تسميتها,و حيث أننا قمنا باستيراد ملف تم إعداده وفق برنامج ***SPSS*** و قمنا بتسميته ***model_remember.psf*** لذلك سنختار النظام الأخير كالتالي:



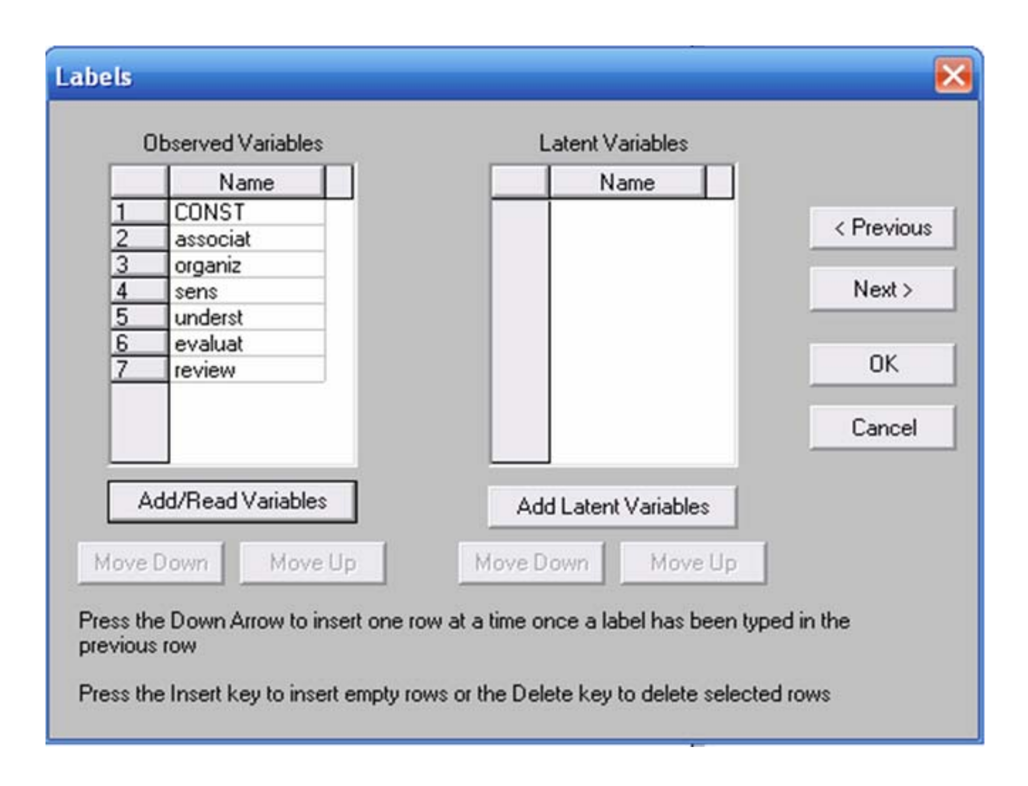
ثم نضغط على زر ***Browse***... في نفس المربع لتحديـد اسـم الملـف و موقعـه و امتـداده كـما في شاشـة الحوار التالية:



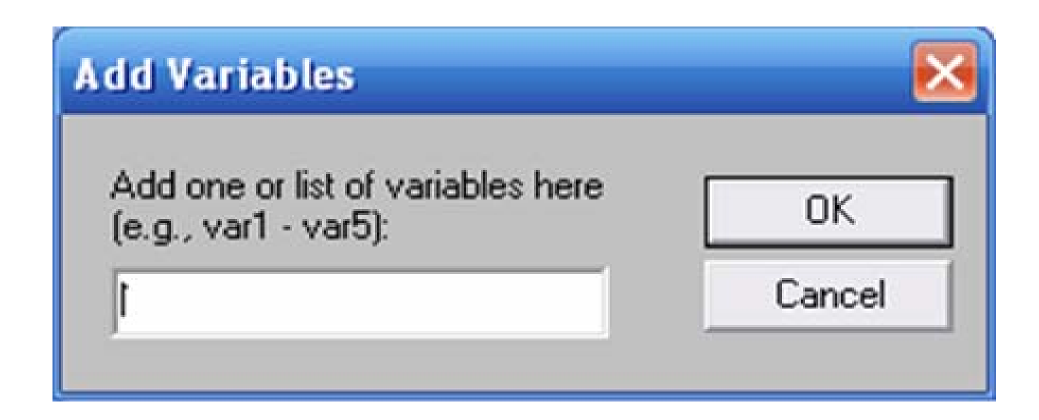
و بعد تحديد اسم الملف و موقعه و امتداده يتم الضغط على زر ***Open*** حيث يتحدد الملف في خانة ***File name*** كالتالي:



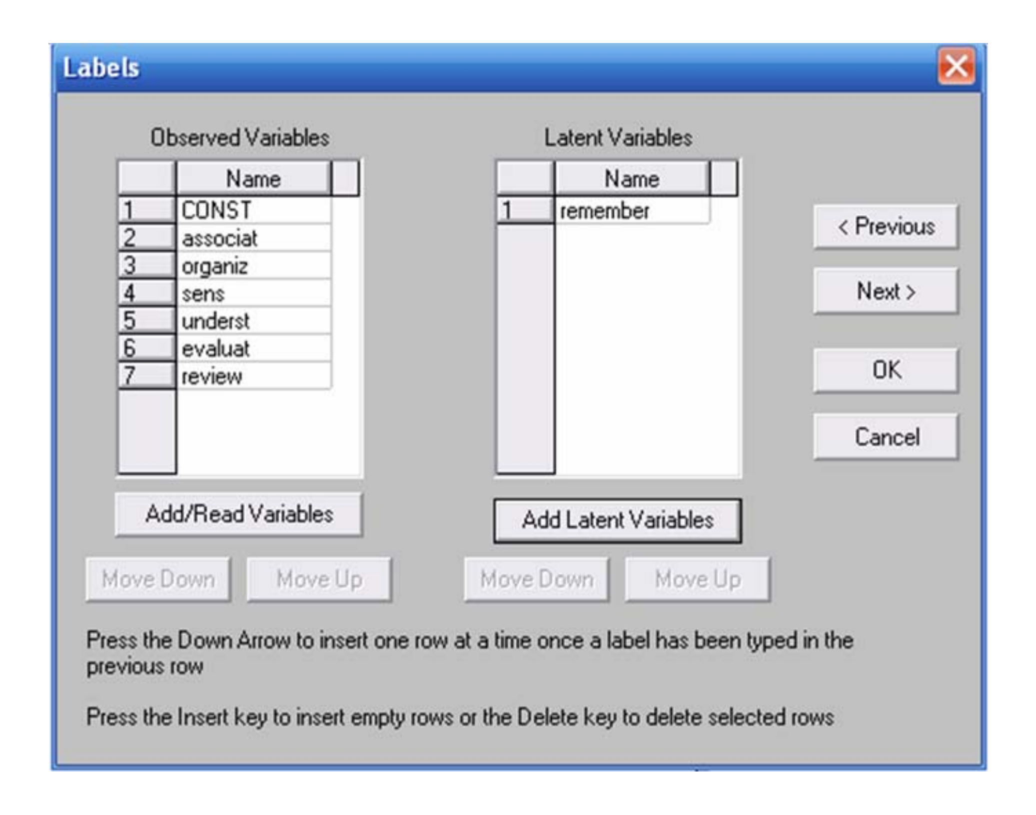
ثم نضغط على زر ***OK*** لإخفاء المربع و العودة لمربع الحوار الأصلي , و الذي يتضح فيه تسمية المتغيرات الملاحَظة بنفس أسمائها كالتالي:



ثم نذهب لتسمية المتغيرات الكامنة باستخدام الزر ***Add Latent Variables*** (في النموذج الحالي يوجد متغير كامن واحد) ,و بالضغط على الزر يظهر مربع الحوار التالي:

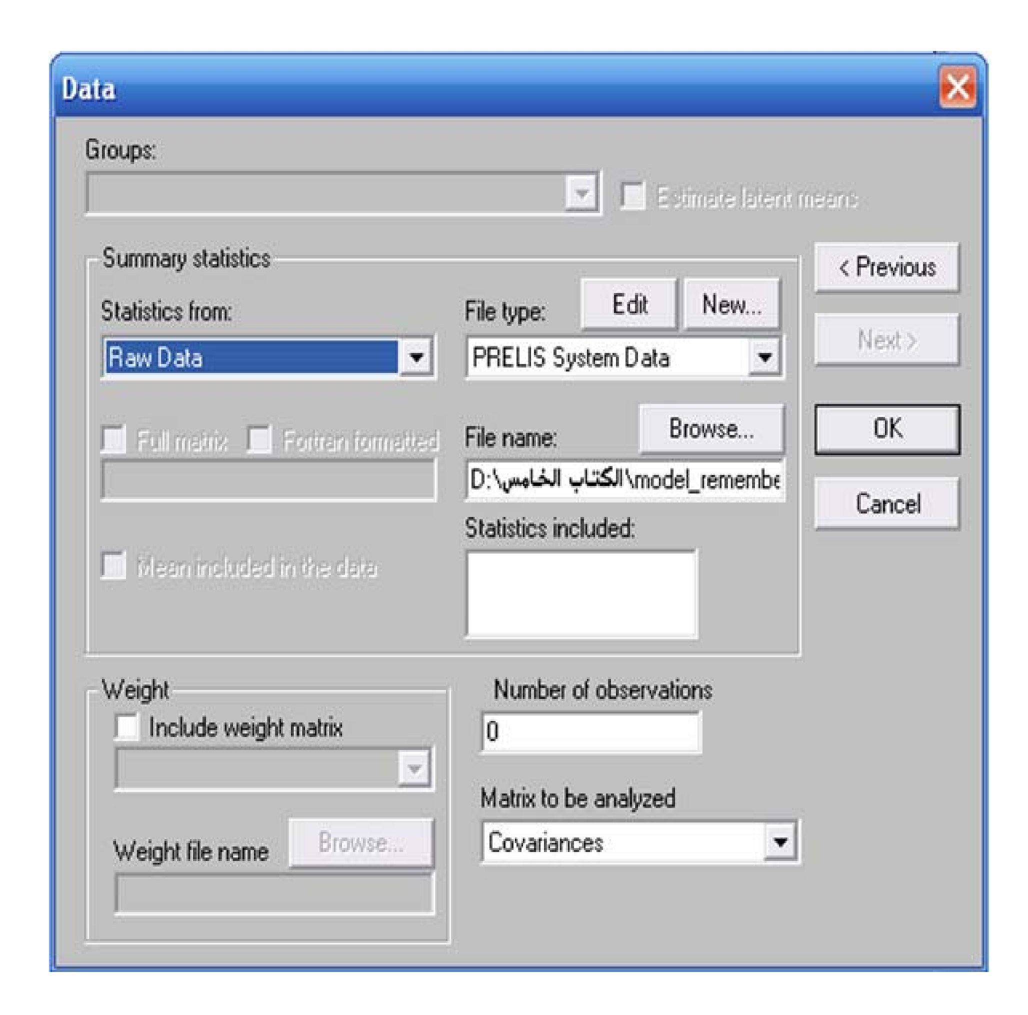


يتم كتابة اسم للمتغير الكامن و ليكن ***remember*** , و الضغط على زر ***OK*** ليختفي مربع الحوار الفرعي , و يتم تدوين الاسم في قائمة ***Latent Variables*** كالتالي:

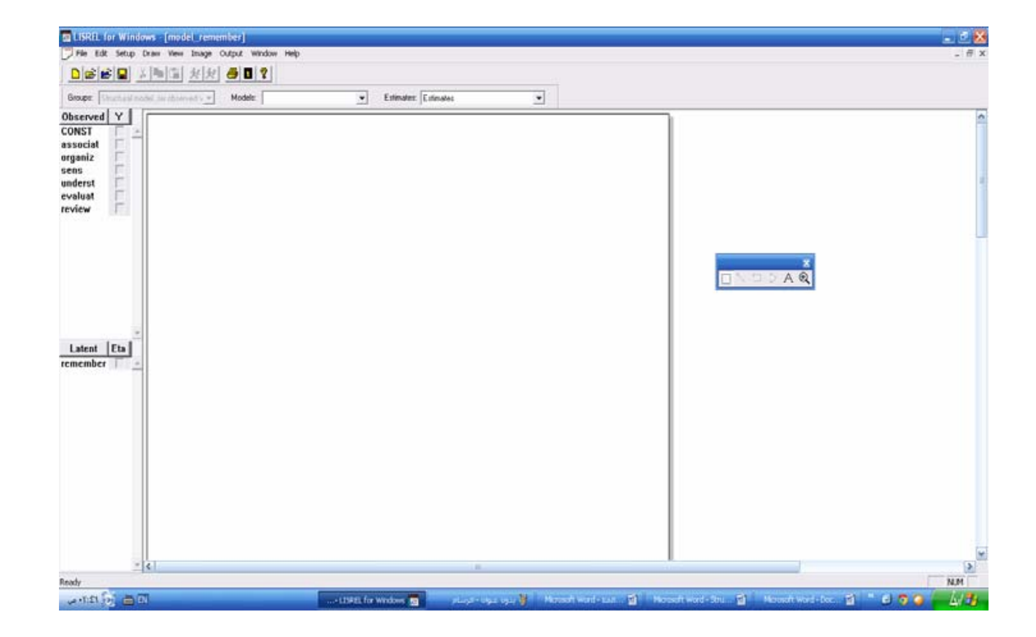


ملاحظة
النموذج الحالي يحتوي على متغير كامن واحد فقط, أما إذا كان النموذج يحتوي على أكثر من متغير كامن, هنا يمكن التسمية إما بالضغط مرة أخرى على زر ***Add Latent Variables*** و كتابة الاسم الثاني و هكذا, أو في نفس الخانة السابقة يتم كتابة أسماء المتغيرات كلها بواسطة الطريقة التالية: ***motiv1-motiv4***(مثلاً),و التي تعني ***motiv1,motiv2,motiv3,motiv4*** , و هكذا .

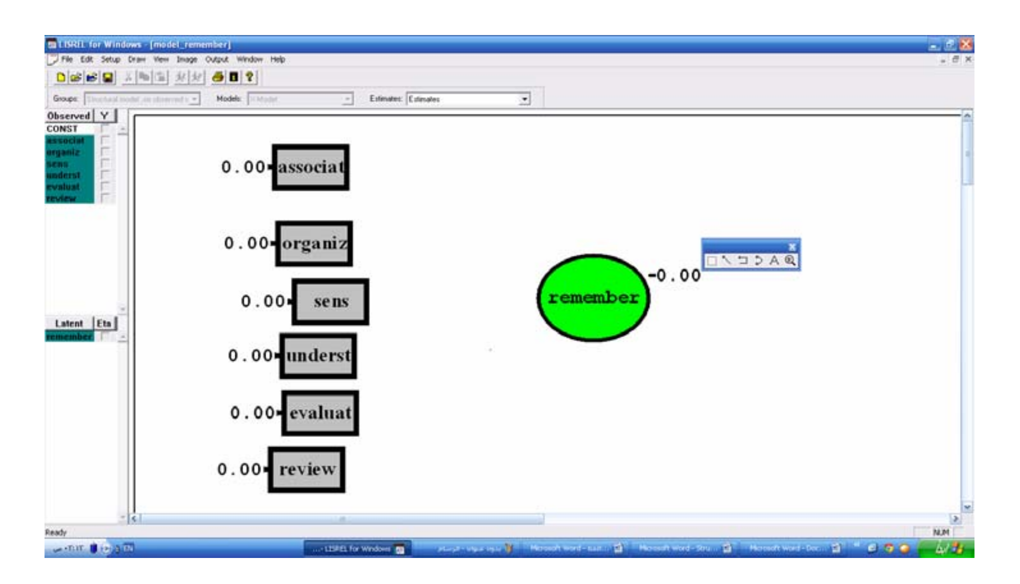
ثم نضغط على ***Next*** للذهاب لمربع الحوار التالي:



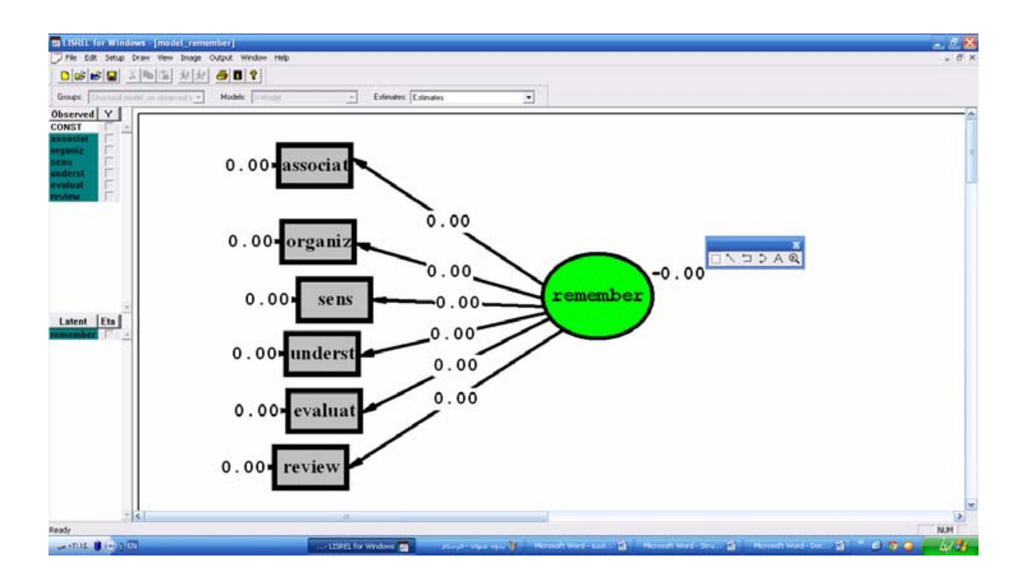
و هو مربع غير مطلوب في المثال الحالي لأن هذا المربع (***Data***) يفيد أكثر في حالات أخرى خارج نطاق هذا الكتاب منها إذا كان الملف الذي تمَّ استيراده عبارة عن مصفوفة ارتباط, أو إذا كـان التحليـل عـلى أكثر من مجموعة,لذلك سنضغط على زر ***OK*** دون إجراء أي تعديل في مربـع الحـوار, و يمكـن تجاهـل المربع من الأصل في الخطوة السابقة الخاصة بتسمية المتغيرات و الضغط على زر ***OK*** دون الضغط على زر ***Next***, و بالضغط على زر***OK*** يختفي مربع الحوار لتظهر الشاشة في الشكل التالي:



الخطوة الثامنة : رسم النموذج: حيث يظهر في يسار الشاشة أسماء المتغيرات الملاحَظة و اسم المتغير الكامن ,فنقوم بسحب ***drag*** المتغيرات الملاحَظة الستة و كذلك المتغير الكامن إلى منطقة الرسم, و نلاحظ بعد السحب ستظل المتغيرات في اليسار كما هي و لكن بعد أخذ لون مختلف كالتالي:



و حيث أن المتغير الكامن يؤثر على المتغير الملاحَظ ,لذلك نرسم أسهم متجهة من المتغير الكامن (الشكل البيضاوي) إلى المتغيرات الملاحَظة (المستطيلات الستة) ,بواسطة أدوات الرسم الموجودة أعلى يمين الرسم و الضغط فيها على زر السهم ليصبح مؤشر الماوس مهيئاً لرسم أسهم ,ثم ننتقل للرسم و نرسم الأسهم المذكورة كالتالي:

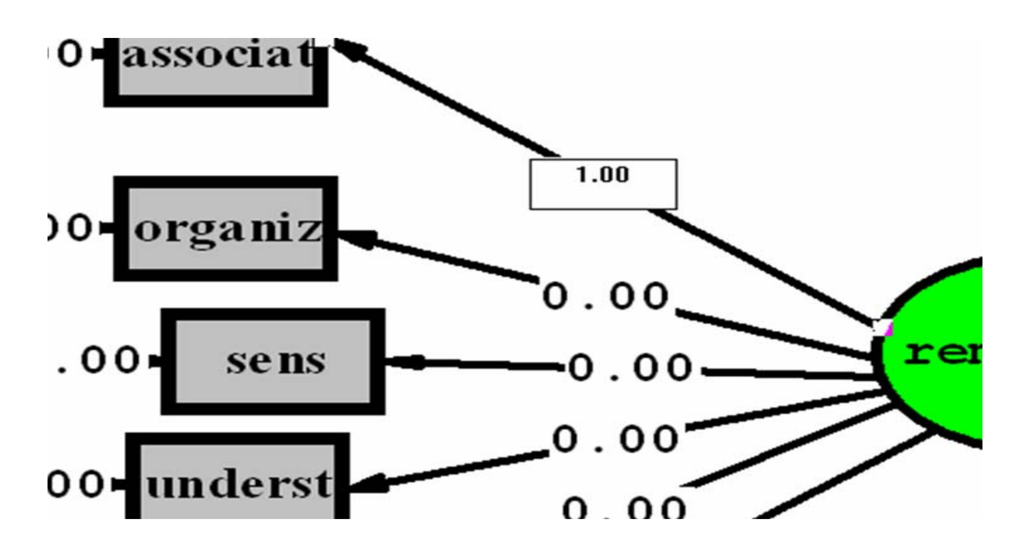


ملاحظة

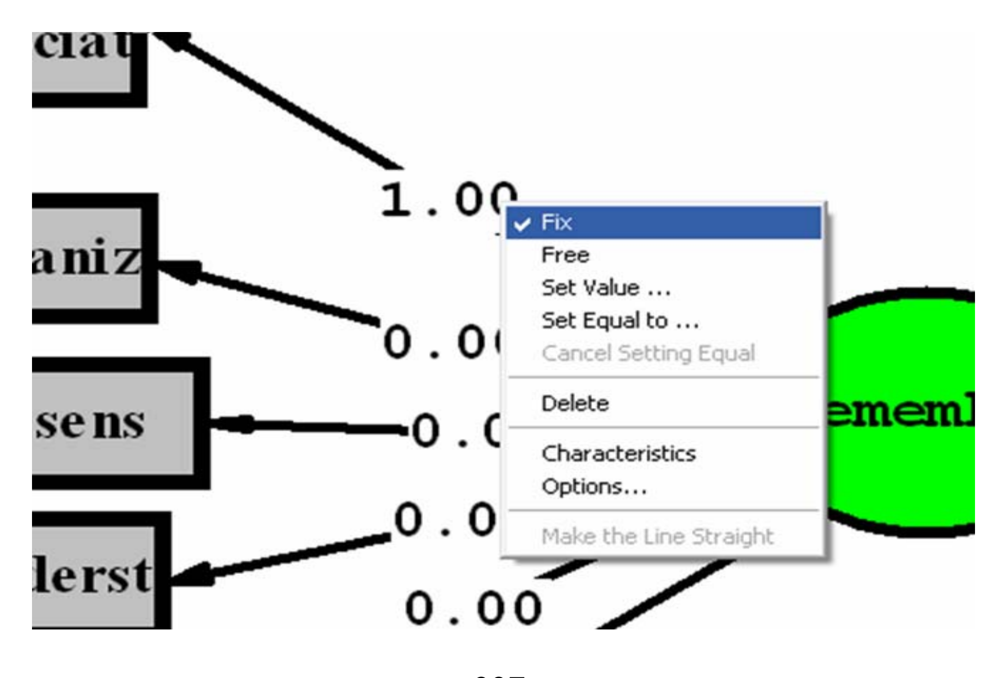
عند رسم الأسهم نضغط أولاً على الشكل البيضاوي الذي يمثِّل العامل و يجب التحقق من تغير لونه(لون الشكل البيضاوي), ثم نستمر في الضغط و نمد السهم إلى المستطيل الذي يمثِّل المتغير الملاحَظ و عندما نصل إليه يجب أيضاً التحقق من تغير لونه(لون المستطيل) و إلا لن يتم اكتمال رسم السهم , و ستظهر رسالة خطأ تفيد بذلك.

و للتخلص من السهم الملتحق بمؤشر الماوس يتم الضغط على المربع المُنقَّط الموجود يسار أدوات الرسم ,ثم نذهب لمنطقة الرسم في المساحة الخالية و نضغط مرة واحدة بالماوس .

و حتى يأخذ المتغير الكامن صفة القياس ***metric*** يمكن اتباع طرق عديدة منها تثبيت أحد تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العامل المفترض إلى القيمة (1) و ذلك بالضغط المزدوج على قيمة التشبع (0) لأحد المتغيرات الملاحَظة و تغييرها لواحد كالتالي:



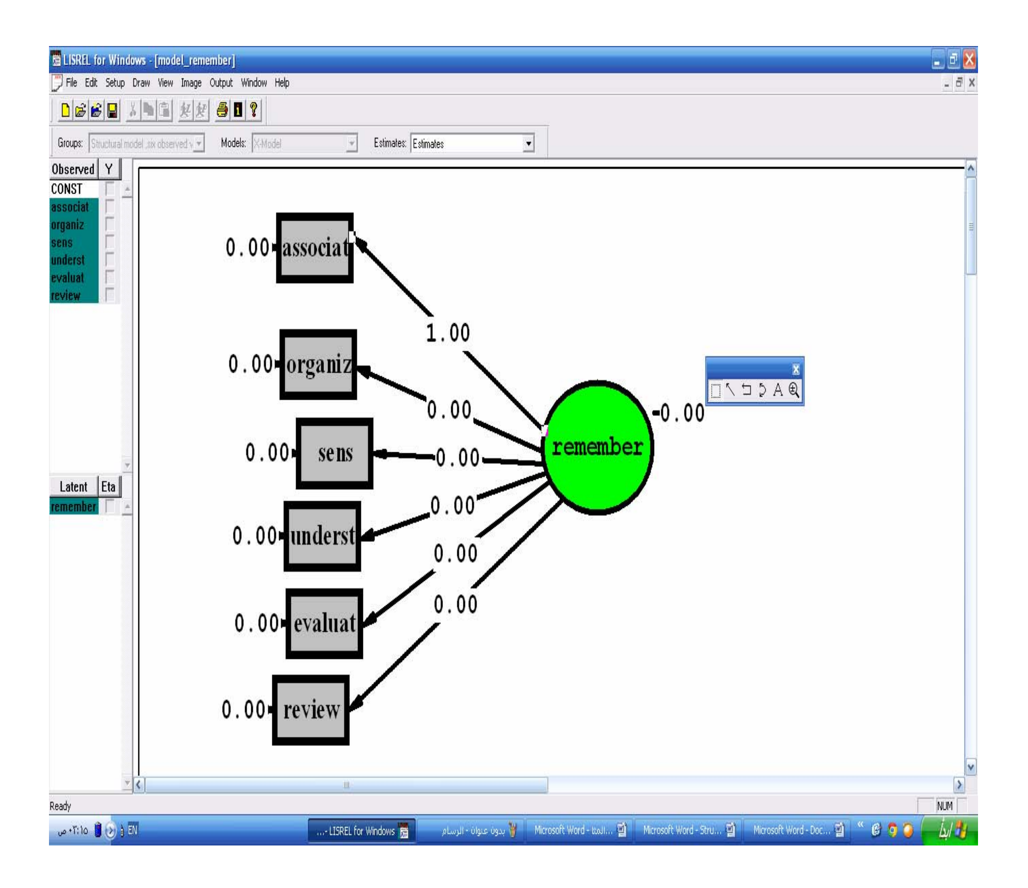
بعدها نضغط بالزر الأيمن للماوس على القيمة (1) و نختار ***Fix*** كالتالي:



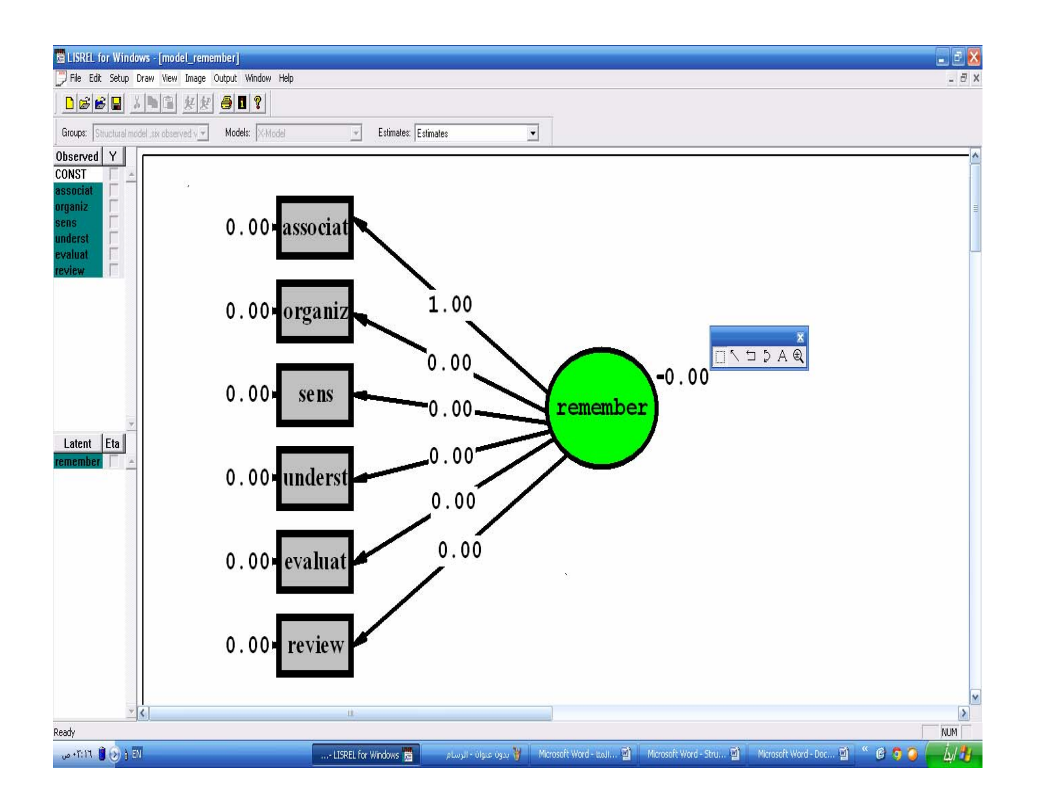
ملاحظة

الأصفار في النموذج المرسوم تعني أن البارامترات حرة التقدير ***Freed Parameters***

ليصبح النموذج في الشكل التالي:



النموذج في شكله السابق قابل للتحليل ,و لكن قبل استكمال التحليل يتم تنسيق محـاذاة المـستطيلات الممثلة للمتغيرات الملاحَظة (و هى نقطة شكلية بالطبع) و لن تؤثر في النتـائج ,و لكـن سـيتم إجرائهـا حتى يصبح النموذج أكثر تناسقاً كالتالي:



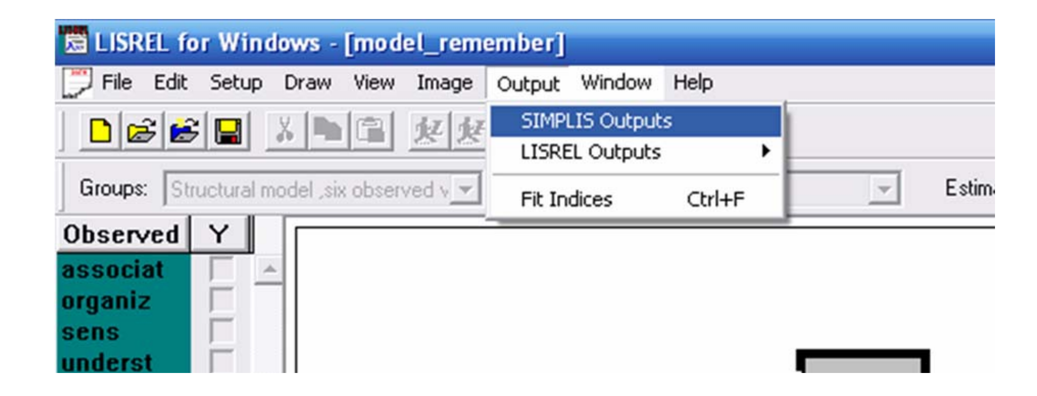
ملاحظة

يمكنك إجراء محاذاة المتغيرات الملاَحظة بشكل متناسـق مـن الأمر ***Image-Align*** و, ***Image-Even Space*** بعد تحديد المتغيرات المطلوب محاذاتها من خلال الأمر ***Draw-Select***,و كـذلك إجـراءات تنـسيق حجـم خط الأرقام و خطوط الرسم من خلال الأمر ***View-Options*** و يمكنك تجريب هـذه الإجـراءات بنفـسك لمعرفة المزيد عنها.

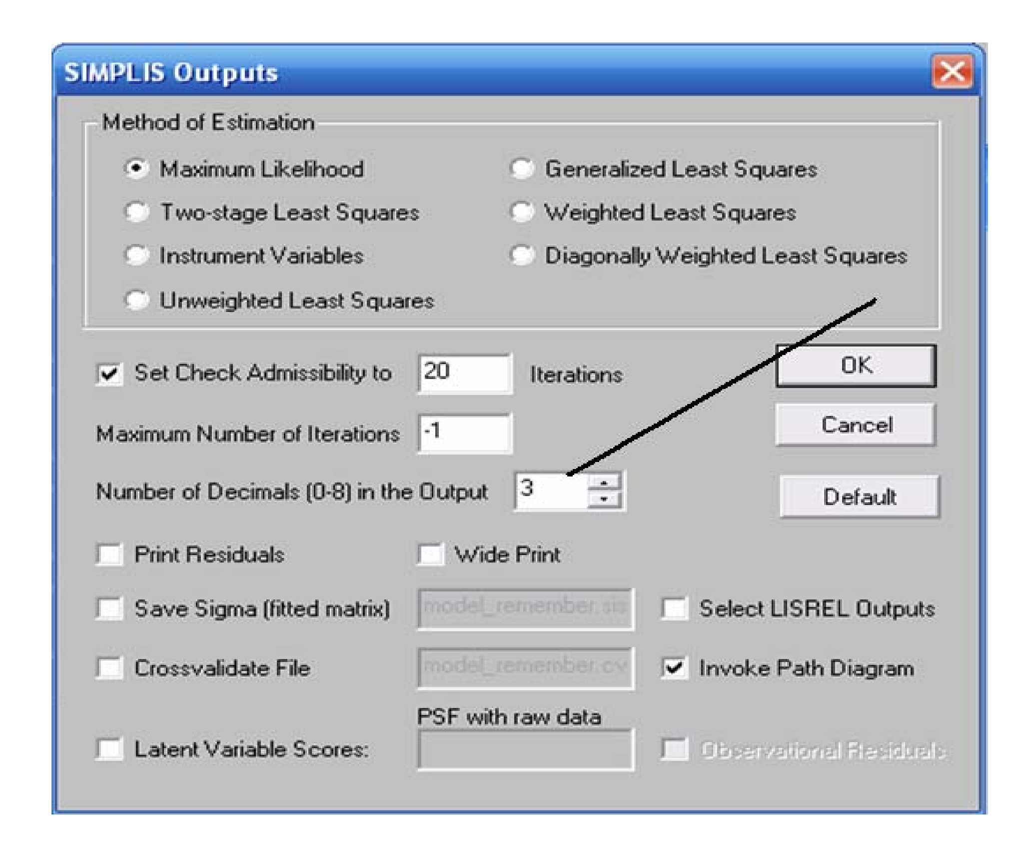
الخطـوة التاسـعة: نختـار عـدد العلامـات العـشرية المـراد إظهارهـا في شاشـة النتـائج (و هـــى خطـــوة يمكـــن تجاهلهـــا إذا أراد الباحـــث الاكتفـــاء بـــرقمين عـــشريين),و

سنختار إظهار 3 علامات عشرية حتى تتم المقارنة مع نتائج ***AMOS*** , و ذلك باستخدام الأمـر -***Output***

SIMPLIS Outputs كالتالي:



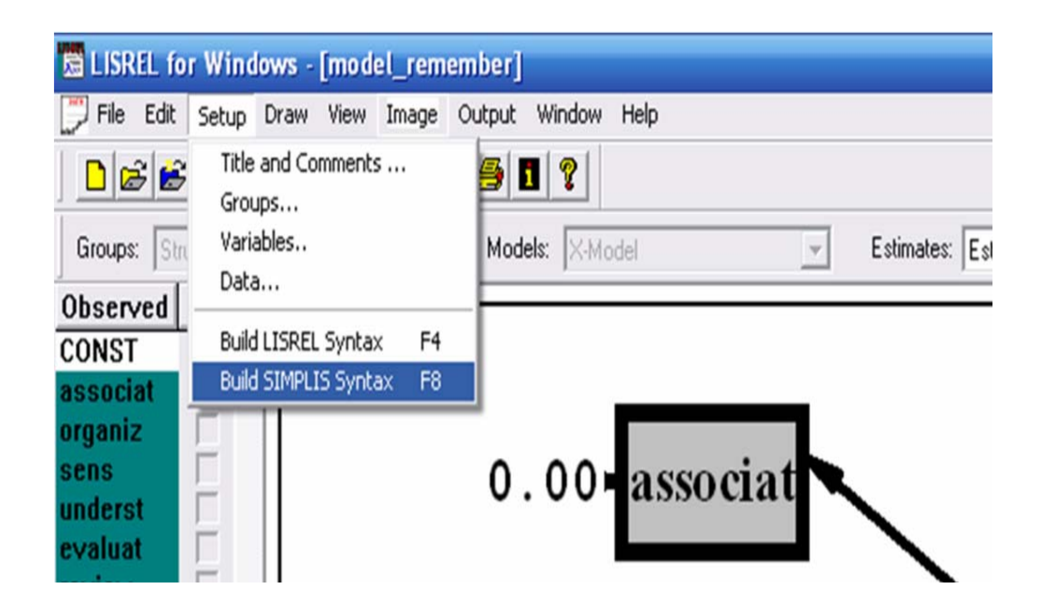
و بعد الضغط يظهر مربع الحوار التالي:



ملاحظة

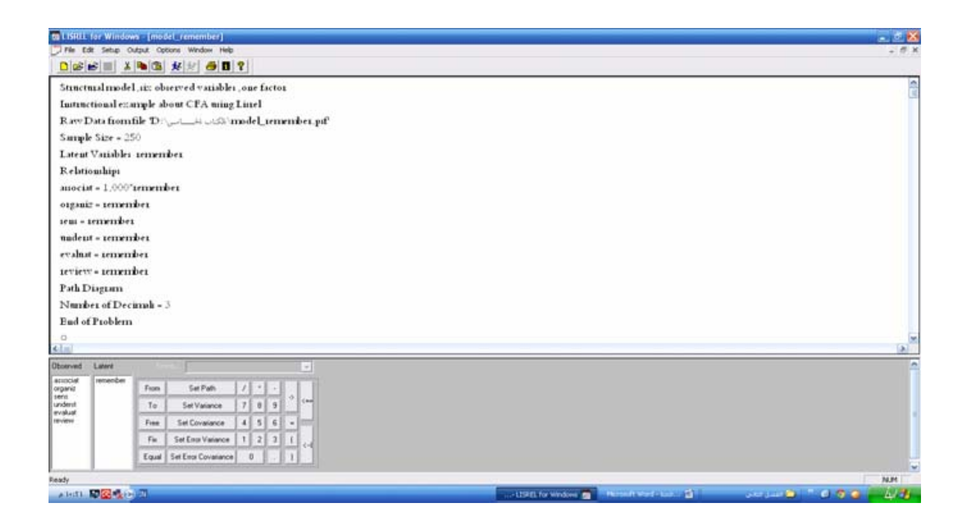
بتحديد أي جزء من الأجزاء الموضحة في مربع الحوار السابق يظهر في شاشة النتائج .

الخطوة العاشرة: قبل تحليل النموذج ينبغي بناء اللغة ***Syntax*** التي يستخدمها البرنامج في التحليل فهناك نوعان من اللغات أحدهما تُسمَّى ***LISREL Syntax*** و الأخرى تُسمَّى ***SIMPLIS Syntax***, سنختار لغة ***SIMPLIS syntax***[55] باستخدام الأمر التالي: ***Setup-Build SIMPLIS Syntax*** كالتالي:



و بالضغط تظهر شاشة ***SIMPLIS Syntax*** التالية , و التي تأخذ الامتداد ***spj*** و نفس اسم شاشة الرسم ***:model_remember***

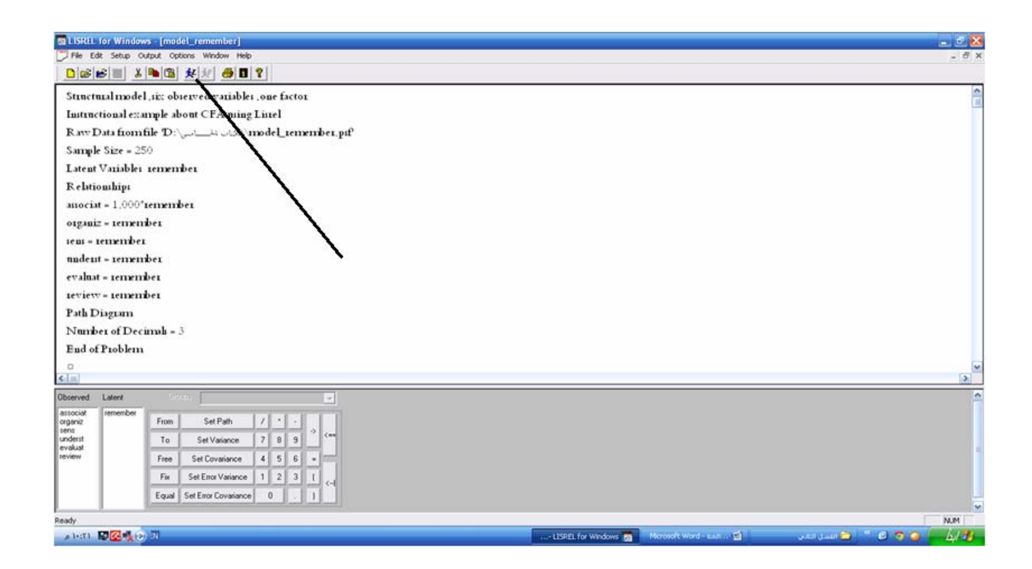
55 للتعرف على الفرق بين اللغتين يمكن الإطلاع على دليل LISREL من قائمة Help-LISREL Help, أو تحميل دليل LISREL for Windows: Getting Started Guide الذي يمكن الحصول عليه من الموقع (www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/GSWLISREL.pdf), أو بمجرد ادخال اسم الدليل في موقع Google أو أي محرك بحث آخر . .



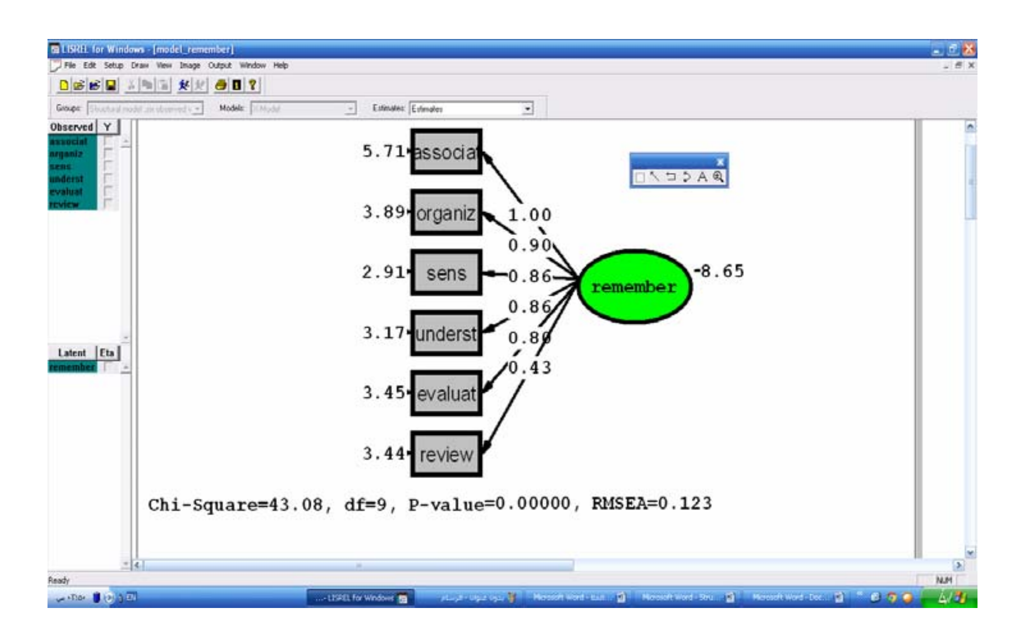
الخطوة الحادية عشر: التحليل النهائي : لعل ما يهمنا مبدئياً في المثال الحالي من الشاشة السابقة هو الأيقونة التالية:



و التي تعني ***Run*** أو إجراء التحليل , و مكانها في الشاشة كالتالي:



حيث بالضغط عليها تظهر النتائج على النموذج المرسوم كالتالي:



ملاحظات

- الأمر *Number of Decimals=3* الموجود في شاشة *SIMPLIS Syntax* يعني اظهار الأرقام في صورة ثلاثة أرقام عشرية على الرسم و كذلك في الشاشة النصية للنتائج التي ستُعرض بعد قليل,و لكن تم تفضيل تقريب الأرقام مرة أخرى على الرسم لرقمين عشريين, و الاكتفاء بعرضها في صورة ثلاثة أرقام عشرية في الشاشة النصية.

- إحصاءة مربع كا *Chi-Square* الموضحة في الرسم السابق هى أحد أنواع إحصاءة مربع كا تُسمَّى *Normal Theory Weighted Least Square Chi-Square*, و يُرمَز لها بالرمز(C_2),حيث أوضح (*Joreskog,2004*) أن هناك 4 أنواع من إحصاءة مربع كا,و كل منها يعتمد على طريقة التقدير المستخدمة في مطابقة النموذج للبيانات, و هذه الأنواع الأربعة كالتالي[56]:

56 الفروق بين هذه الأنواع خارج نطاق هذا الكتاب .

.*C1*: ***Minimum Fit Function Chi-Square***

.*C2*: ***Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square***

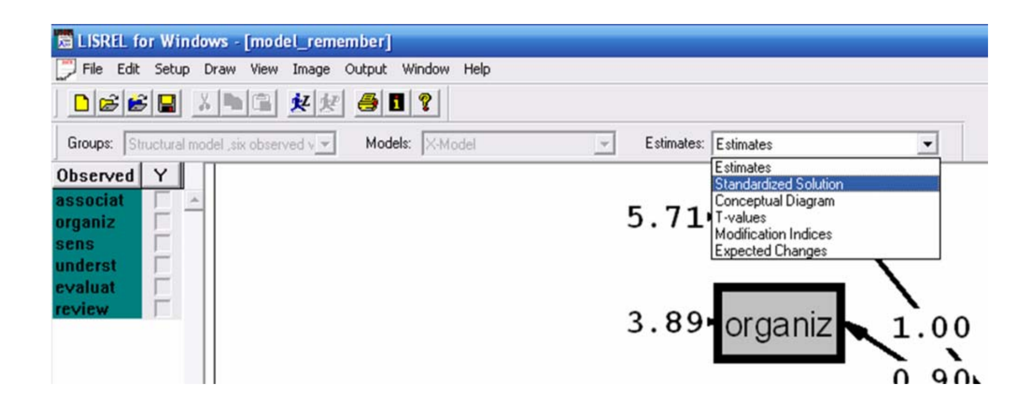
.*C3*: ***Satorra-Bentler Scaled Chi-Square***

. *C4*: ***Chi-Square Corrected for Non-Normality***

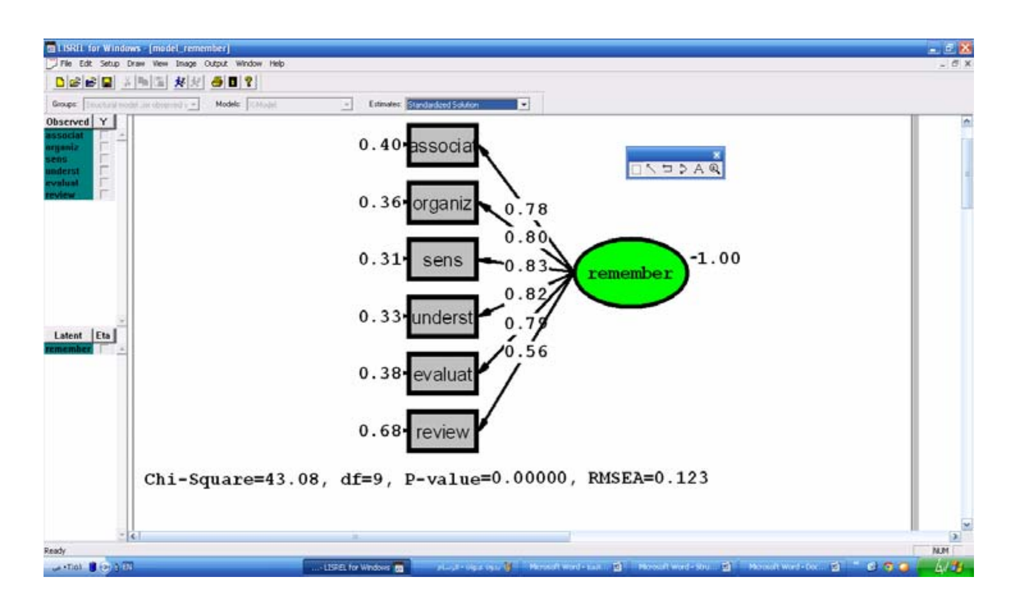
و بالرغم من إمكانية إعطاء برنامج ***LISREL*** لكل قيم مربع كا ,و بالرغم من تطبيق طريقة ***Maximum Likelihood(ML*** في تقدير البارامترات التي ترتبط بالصيغة (*C1*) حيث يذكر (***Bryant & Sattora,in press***) أن "***Maximum-Likelihood (ML) Chi-Square Test Statistic***" يسميها ***Joreskog*** الصيغة ***C1*** , إلا أن برنامج ***LISREL*** يتبنى في حساباته لمؤشرات جودة المطابقة صيغة(*C2*)لأنها تعطي قيم مقاربة ***asymptotic*** لكل طرق التقدير .

- يستخدم برنامج ***AMOS*** النوع الأول من إحصاءة مربع كا (*C1*) ربما لأنها تعتمد على طريقة التقدير ***ML*** المستخدمة في تحليل ***AMOS*** السابق .

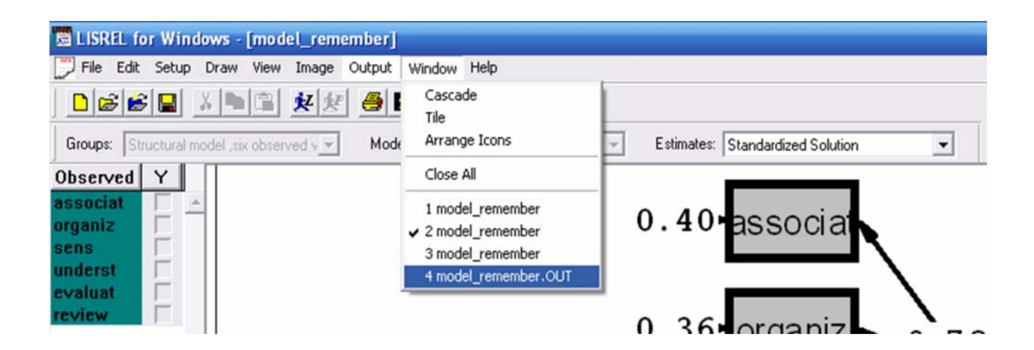
التقديرات الموجودة في الشكل السابق هى التقديرات غير المعيارية , لتغييرها إلي التقديرات المعيارية يتم الذهاب إلى خانة ***Estimates*** و الضغط على السهم المنسدل و اختيار ***Standardized Solution*** كما بالشكل:



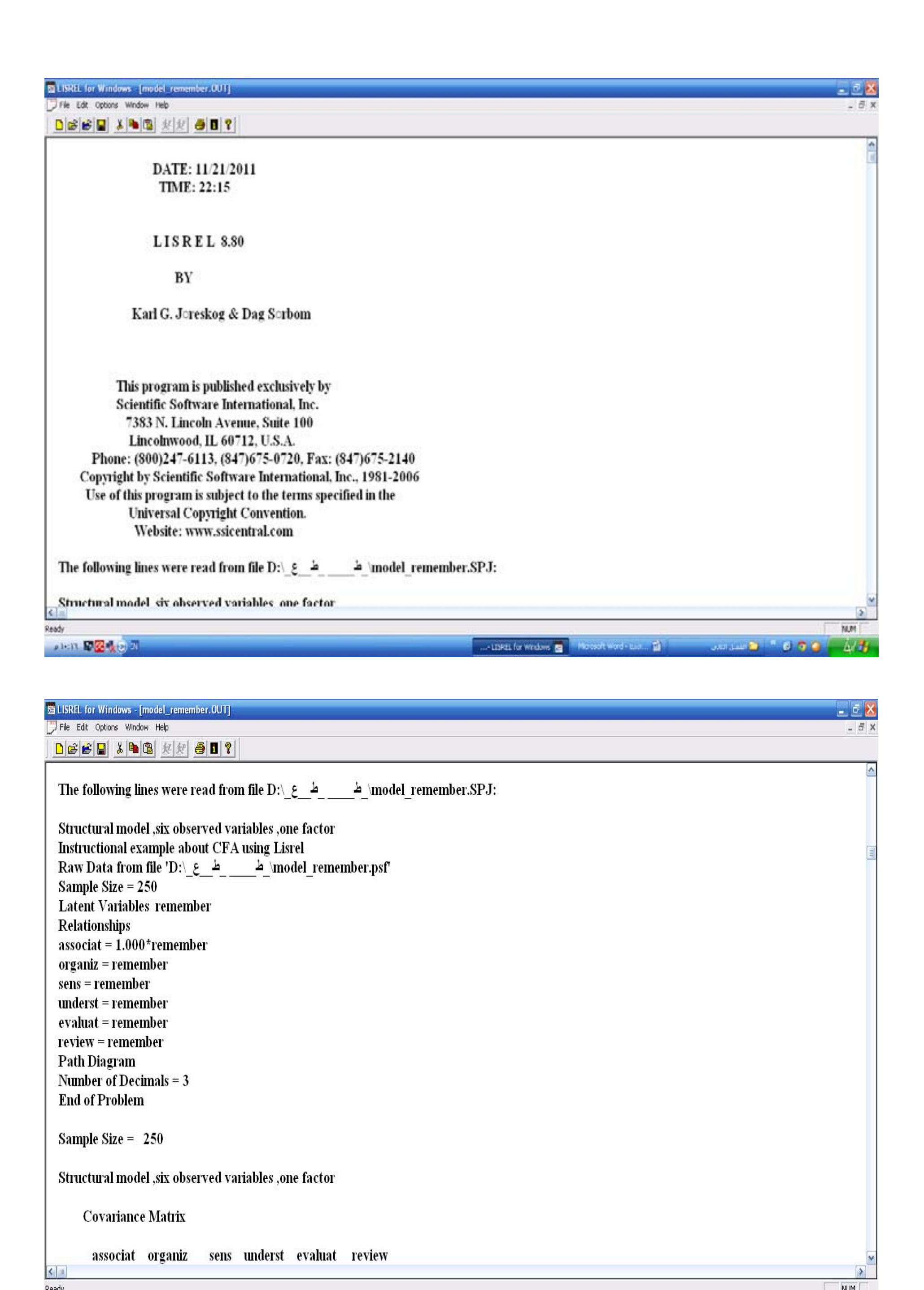
و بمجرد الضغط على ***Standardized Solution*** أو الحل المعياري ,تتحول التقديرات على النموذج المرسوم إلى صورها المعيارية كالتالي:



النتائج الموضحة في الشكل السابق ليست كل النتائج ,حيث أن هناك ملف نتائج مفصل يتم إلحاقه في دليل العمل بصورة آلية ,و هو ملف يأخذ نفس اسم ملف البيانات و لكن بامتداد ***out***,و يمكن الحصول على هذا الملف عن طريق الأمر ***Window-model_remember.out*** كما في الشاشة التالية:



و بمجرد الضغط عليه يظهر ملف النتائج التالي:



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

DATE: 11/21/2011
TIME: 22:15

L I S R E L 8.80

BY

Karl G. Jöreskog & Dag Sörbom

This program is published exclusively by
Scientific Software International, Inc.
7383 N. Lincoln Avenue, Suite 100
Lincolnwood, IL 60712, U.S.A.
Phone: (800)247-6113, (847)675-0720, Fax: (847)675-2140
Copyright by Scientific Software International, Inc., 1981-2006
Use of this program is subject to the terms specified in the
Universal Copyright Convention.
Website: www.ssicentral.com

The following lines were read from file D:_ع_ط_ _____ط_\model_remember.SPJ:

Structural model ,six observed variables ,one factor

LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

The following lines were read from file D:_ع_ط_ _____ط_\model_remember.SPJ:

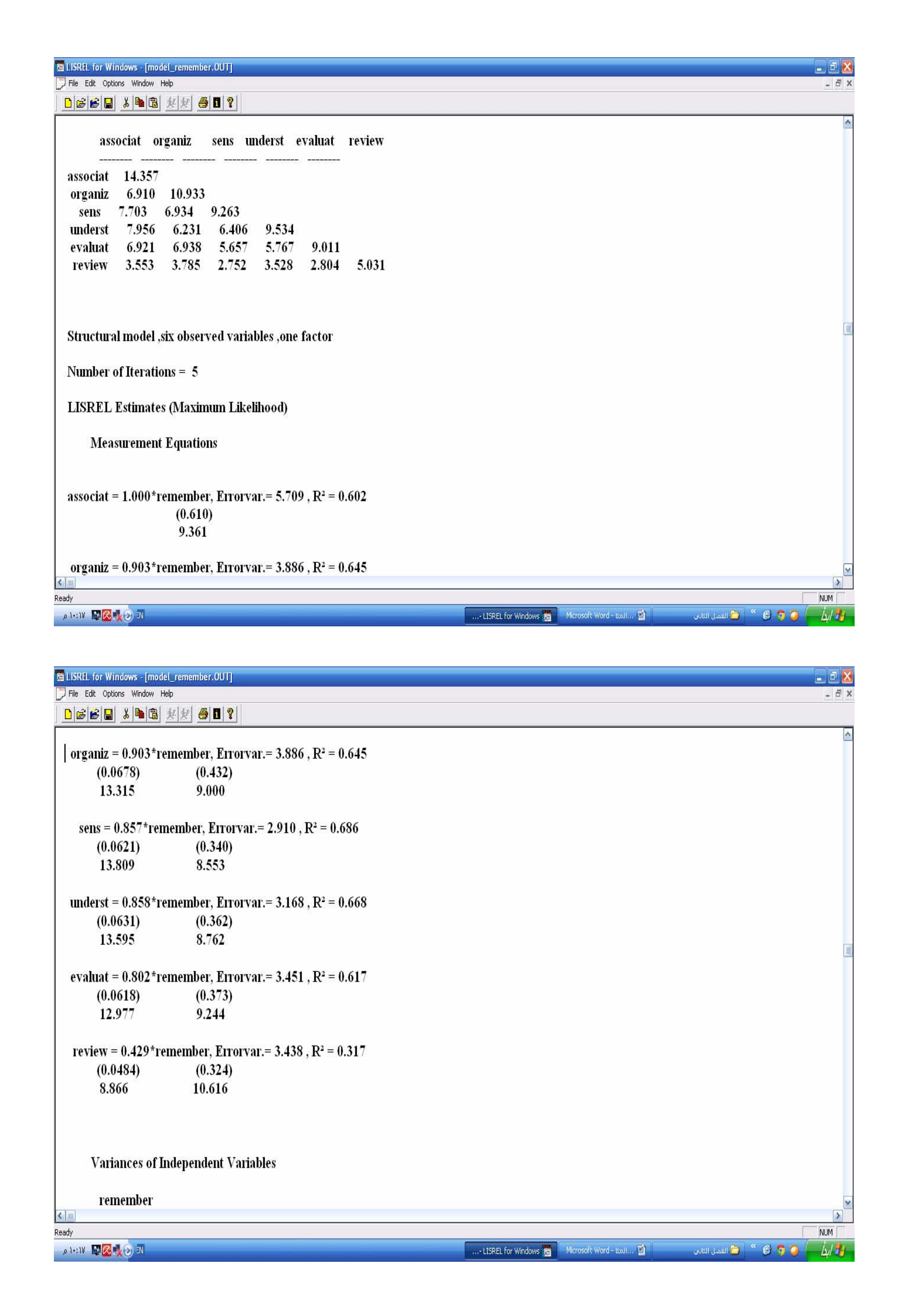
Structural model ,six observed variables ,one factor
Instructional example about CFA using Lisrel
Raw Data from file 'D:_ع_ط_ _____ط_\model_remember.psf'
Sample Size = 250
Latent Variables remember
Relationships
associat = 1.000*remember
organiz = remember
sens = remember
underst = remember
evaluat = remember
review = remember
Path Diagram
Number of Decimals = 3
End of Problem

Sample Size = 250

Structural model ,six observed variables ,one factor

Covariance Matrix

associat organiz sens underst evaluat review



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

	associat	organiz	sens	underst	evaluat	review
associat	14.357					
organiz	6.910	10.933				
sens	7.703	6.934	9.263			
underst	7.956	6.231	6.406	9.534		
evaluat	6.921	6.938	5.657	5.767	9.011	
review	3.553	3.785	2.752	3.528	2.804	5.031

Structural model ,six observed variables ,one factor

Number of Iterations = 5

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

Measurement Equations

```
associat = 1.000*remember, Errorvar.= 5.709 , R² = 0.602
                          (0.610)
                           9.361

organiz = 0.903*remember, Errorvar.= 3.886 , R² = 0.645
```

LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

```
organiz = 0.903*remember, Errorvar.= 3.886 , R² = 0.645
         (0.0678)           (0.432)
          13.315             9.000

sens = 0.857*remember, Errorvar.= 2.910 , R² = 0.686
         (0.0621)           (0.340)
          13.809             8.553

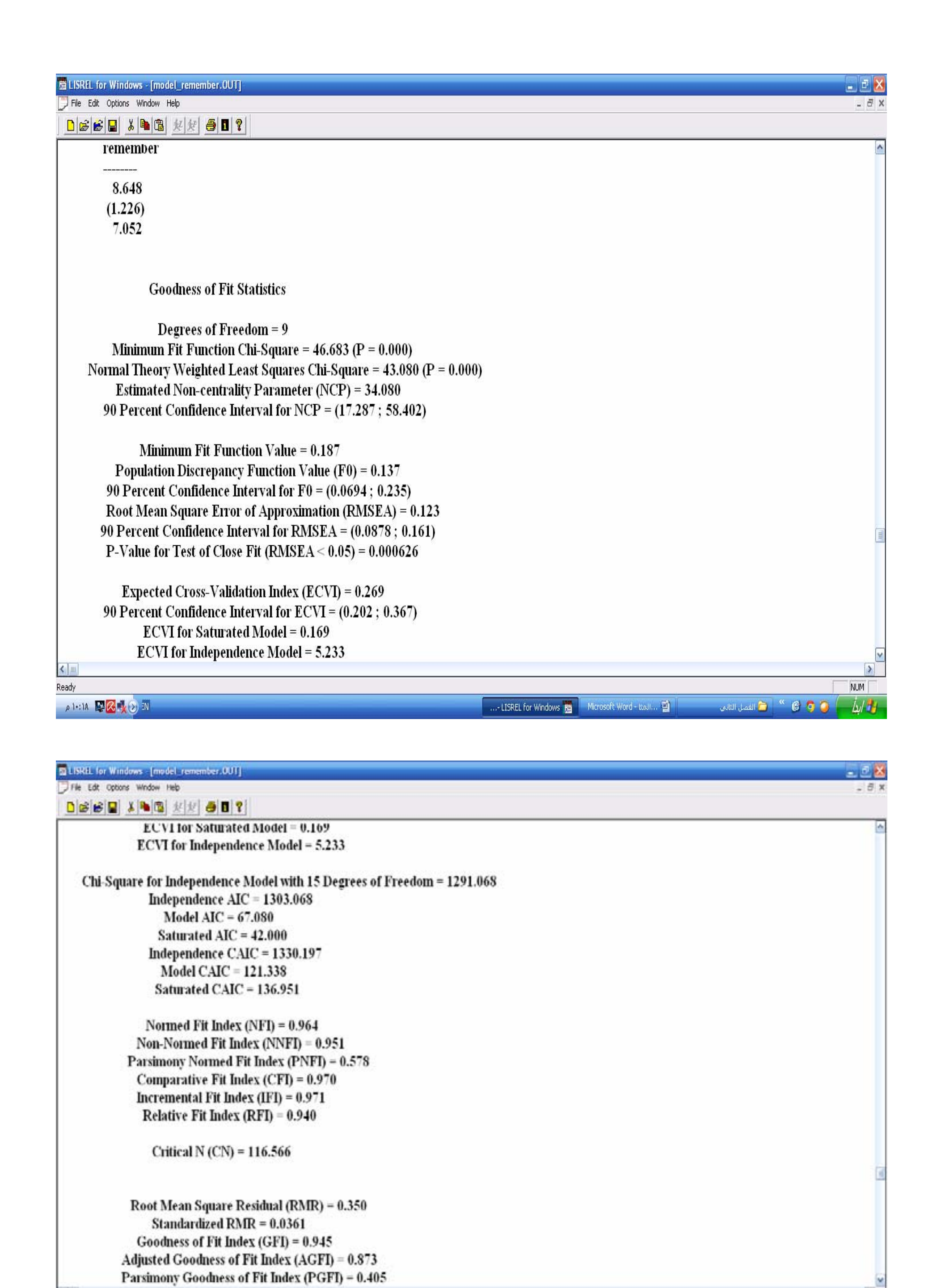
underst = 0.858*remember, Errorvar.= 3.168 , R² = 0.668
         (0.0631)           (0.362)
          13.595             8.762

evaluat = 0.802*remember, Errorvar.= 3.451 , R² = 0.617
         (0.0618)           (0.373)
          12.977             9.244

review = 0.429*remember, Errorvar.= 3.438 , R² = 0.317
         (0.0484)           (0.324)
          8.866              10.616
```

Variances of Independent Variables

remember



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

remember

8.648

(1.226)

7.052

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 9

Minimum Fit Function Chi-Square = 46.683 (P = 0.000)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 43.080 (P = 0.000)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 34.080

90 Percent Confidence Interval for NCP = (17.287 ; 58.402)

Minimum Fit Function Value = 0.187

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.137

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0694 ; 0.235)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.123

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0878 ; 0.161)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.000626

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.269

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.202 ; 0.367)

ECVI for Saturated Model = 0.169

ECVI for Independence Model = 5.233

LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

ECVI for Saturated Model = 0.169

ECVI for Independence Model = 5.233

Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 1291.068

Independence AIC = 1303.068

Model AIC = 67.080

Saturated AIC = 42.000

Independence CAIC = 1330.197

Model CAIC = 121.338

Saturated CAIC = 136.951

Normed Fit Index (NFI) = 0.964

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.951

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.578

Comparative Fit Index (CFI) = 0.970

Incremental Fit Index (IFI) = 0.971

Relative Fit Index (RFI) = 0.940

Critical N (CN) = 116.566

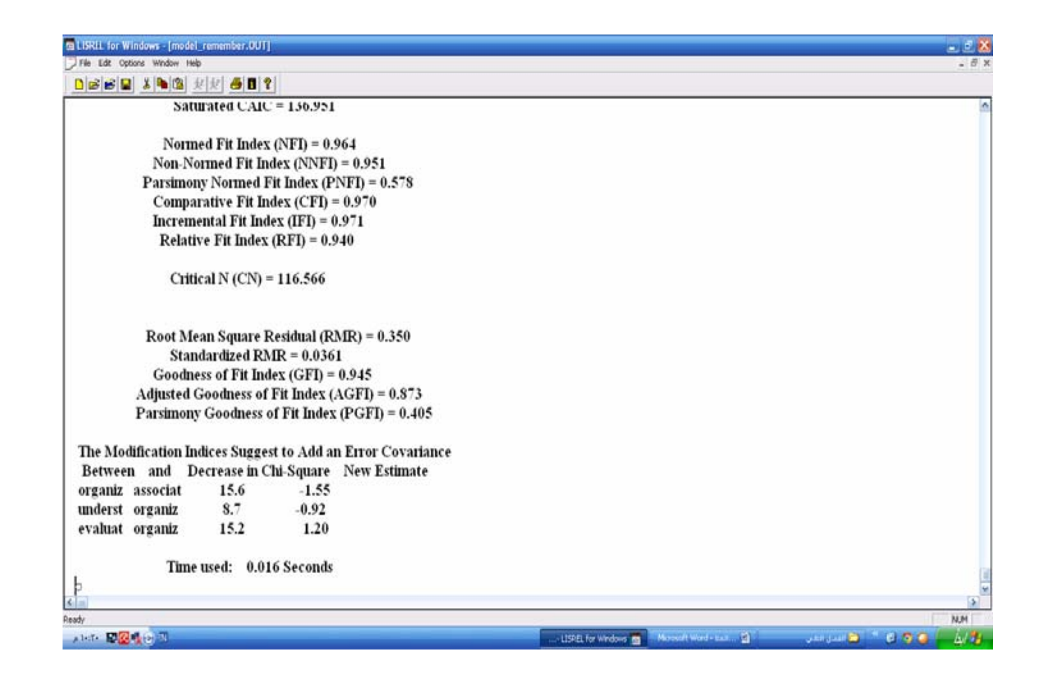
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.350

Standardized RMR = 0.0361

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.945

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.873

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.405



الخطوة الثانية عشر: فحص النتائج :

يتم التعرف على مؤشرات جودة المطابقة للنموذج و التي يمكن عرضها من شاشة النتائج في الجدول التالي:

مؤشرات جودة المطابقة	القيمة	المقبولية
χ^2/df [57]	5,19=9/46,68=	غير مقبول
RMSEA	0,123	غير مقبول
GFI	0,945	مقبول
AGFI	0,873	مقبول

57 هي الصيغة c1 من إحصاءة مربع كا حتى تتم المقارنة مع برنامج AMOS ,و لكن برنامج LISREL يعتمد في حساباته لمؤشرات جودة المطابقة على الصيغة C2 .

AIC	النموذج الأصلى=67,08 النموذج المشبع=42	غير مقبول
ECVI	النموذج الأصلى= 0,269 النموذج المشبع= 0,169	غير مقبول

كما يمكن رصد تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العامل المفترض كالتالي:

المتغير الملاحَظ	التشبع المعياري	***Critical Ratio*(*CR*)**الدلالة
associat	0,776	دال
organiz	0,803	دال
sens	0,828	دال
underst	0,817	دال
evaluat	0,786	دال
review	0,563	دال

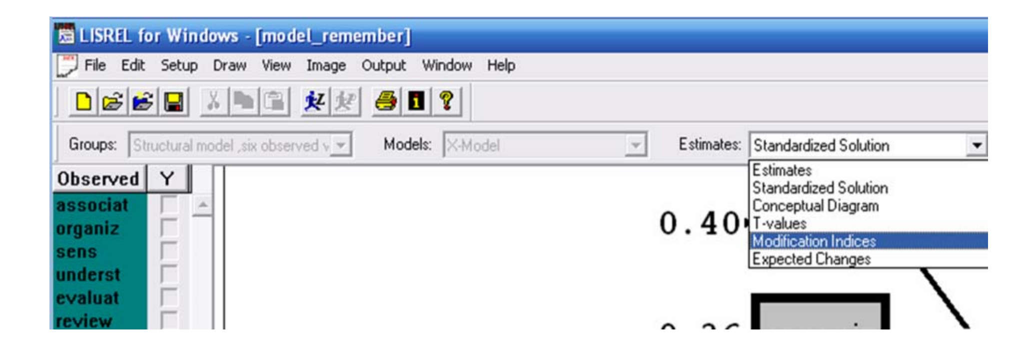
ملاحظات

o التشبع يساوي معامل ارتباط بين العامل و المتغير الملاحَظ و لذلك يمكن الحصول عليه من شاشة النتائج النصية بإيجاد الجذر التربيعي لقيمة R^2,أما دلالة التشبع فتأتي من معادلات التشبع ***Measurement Equations*** في شاشة النتائج و ذلك بالنظر إلى القيمة الثالثة تحت المتغير الملاحَظ(على

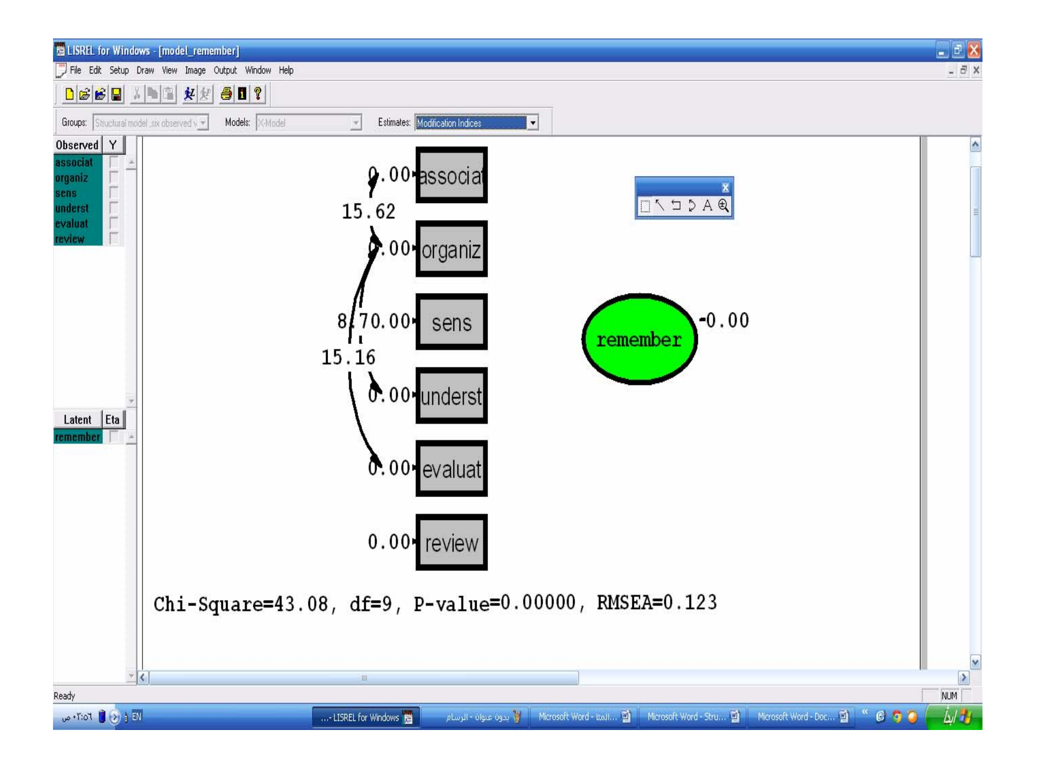
اليسار) و هى تساوي النسبة الحرجة(*Z Test*), فإذا كانت القيمة أعلى من 2,58 يكون التشبع دال عند مستوي 0,01 ,و إذا كانت القيمة أقل من 2,58 حتى 1,96 يكون التشبع دال عند مستوى 0,05 ,و إذا كانت القيمة أقل من 1,96 يكون التشبع غير دال , ,و إذا تفحصنا هذه المعادلات نجد مثلاً قيمة R^2 المقابلة للمتغير الملاحَظ ***organiz*** تساوي 0,645 ,و بالتالي يكون التشبع المعياري مساوياً 0,803 ,كما أن النسبة الحرجة لتشبعه تساوي 13,31 و بالتالي فهي دالة عند مستوى 0,01.

- المتغير الذي تمَّ تثبيت تشبعه لواحد ***fixed*** دائماً يكون دال, و هو في المثال الحالي المتغير ***associat*** و لذلك لا توجد قيم تحت هذا المتغير.
- النسبة الحرجة تساوي حاصل قسمة الرقم الأول (التشبع غير المعياري) على الرقم الثاني الموجود داخل قوس (الخطأ المعياري للتشبع) فمثلاً النسبة الحرجة لتشبع المتغير الملاحظ ***organiz*** تساوي 13,31= (0,0678/ 0,903) .
- دلالة التشبعات غير المعيارية هى نفسها دلالة التشبعات المعيارية المقابلة لها .

و إذا تفحصنا مؤشرات جودة المطابقة نجد عدم قبول بعض المؤشرات ,و لذلك يتم تفحص مؤشرات التعديل ***Modification Indices*** في شاشة النتائج النصية ,أو من خلال خانة ***Estimates*** في شاشة الرسم حيث يتم اختيار ***Modification Indices*** في السهم المنسدل كالتالي:



و باختيار ***Modification Indices*** يتحول الرسم للتالي:



و إذا تفحصنا آخر جزء في الشاشة النصية للنتائج ,و كذلك اقتراحات مؤشرات التعديل في الرسم السابق نجد الآتي:

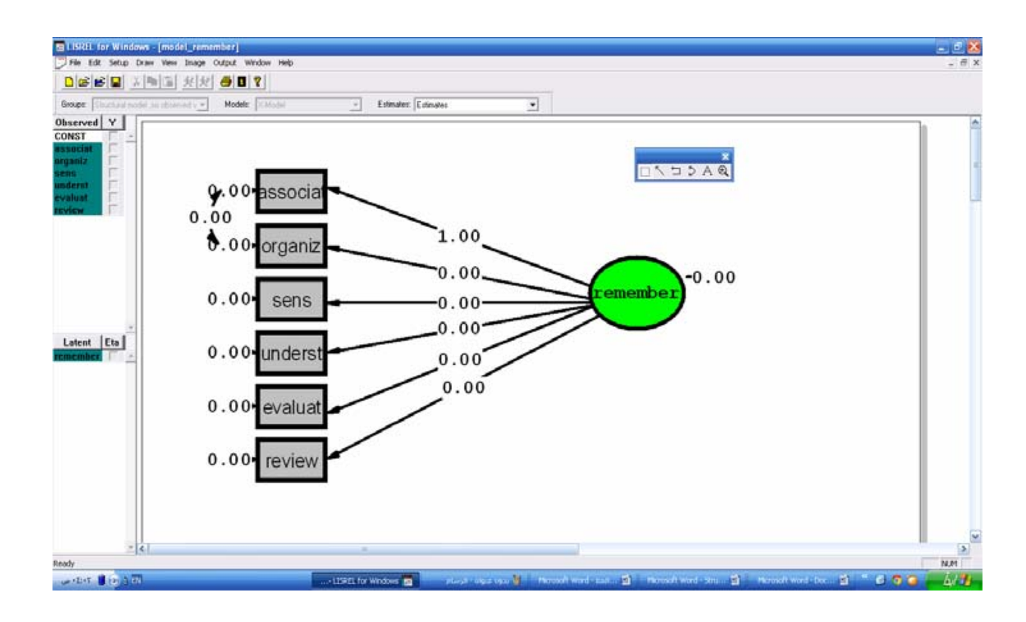
- لا توجد اقتراحات خاصة بتعديل التباينات أو إضافة مسارات .

- توجد 3 اقتراحات خاصة بإضافة ارتباطات بين متغيرين من متغيرات الخطأ في النموذج ,و إذا تفحصنا هذه المقترحات نجد أن إضافة ارتباط بين متغيري خطأ القياس للمتغيرين ***associat*** , ***organiz*** سيُنقص قيمة مربع كا بمقدار 15,62على الأقل , كما أن إضافة ارتباط بين متغيري خطأ القياس للمتغيرين ***organiz*** , ***evaluat*** سيُنقص قيمة مربع كا بمقدار 15,16 على الأقل, كما أن إضافة ارتباط بين متغيري خطأ القياس للمتغيرين ***organiz*** , ***underst*** سيُنقص قيمة مربع كا بمقدار 8,7 على الأقل .

نختار أفضل تعديل ممكن و هو الذي يحقق أكبر تناقص في قيمة مربع كا (تحسين أفضل للنمـوذج),و هو التعديل الخاص بإضافة ارتباط بين متغيري خطأ القياس للمتغيرين ***organiz* , *associat*** .

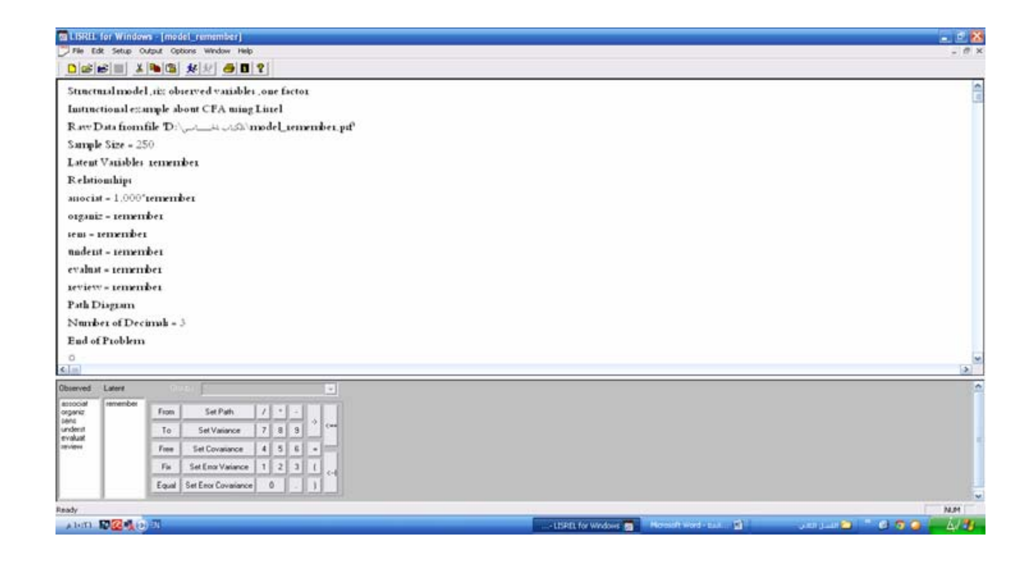
و يمكن إضافة هذا التعديل على النموذج ,و إعـادة التحليـل مـرة أخـرى بواسـطة أي مـن الطـريقتين التاليتين :

- إما بإعادة الخطوات مرة أخرى ابتـداءً مـن الخطـوة الأولى حتـى تحليـل النمـوذج في شـكله الجديد المعدل في الشكل التالي:



وذلك بعد استخدام أيقونة الـربط : الموجـودة في شريـط الأدوات أعـلى يمـين النمـوذج للـربط بـين خطأي قياس المتغيرين ***organiz* ,*associat***,و بعدها نكرر بقية الخطوات لنصل للنتائج .

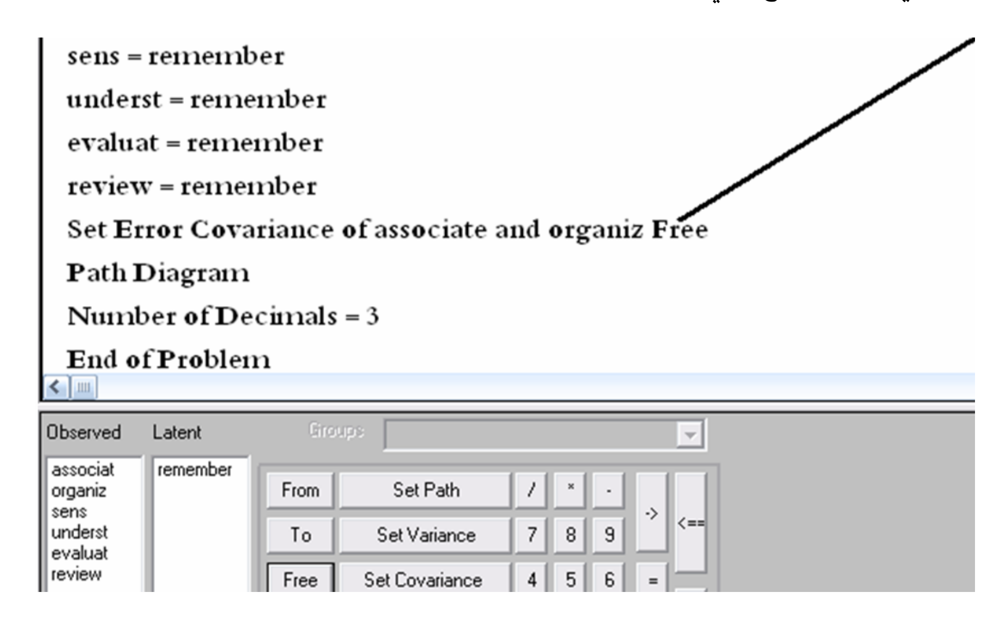
- أو بطريقة أخرى أكثر سهولة , و ذلك بالذهاب إلى شاشة ***SIMPLIS Syntax*** من ***Setup-Build SIMPLIS Syntax*** كما سبق أن أوضحنا لتظهر الشاشة التالية :



و كتابة أمر ***Syntax***[58] التالي:

Set Error Covariance of associat and organiz Free

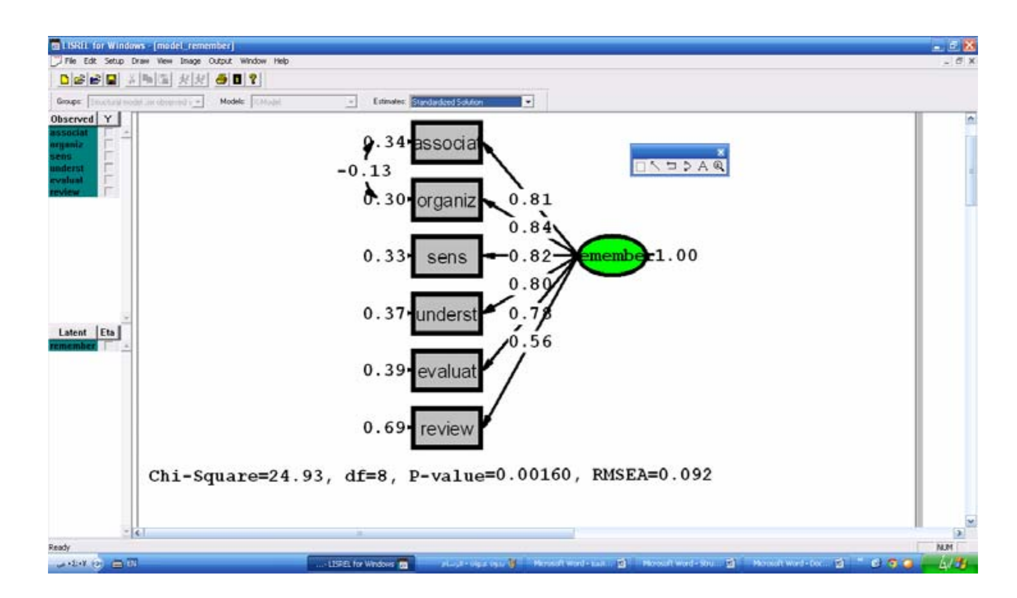
و ذلك في المكان الموضح التالي:



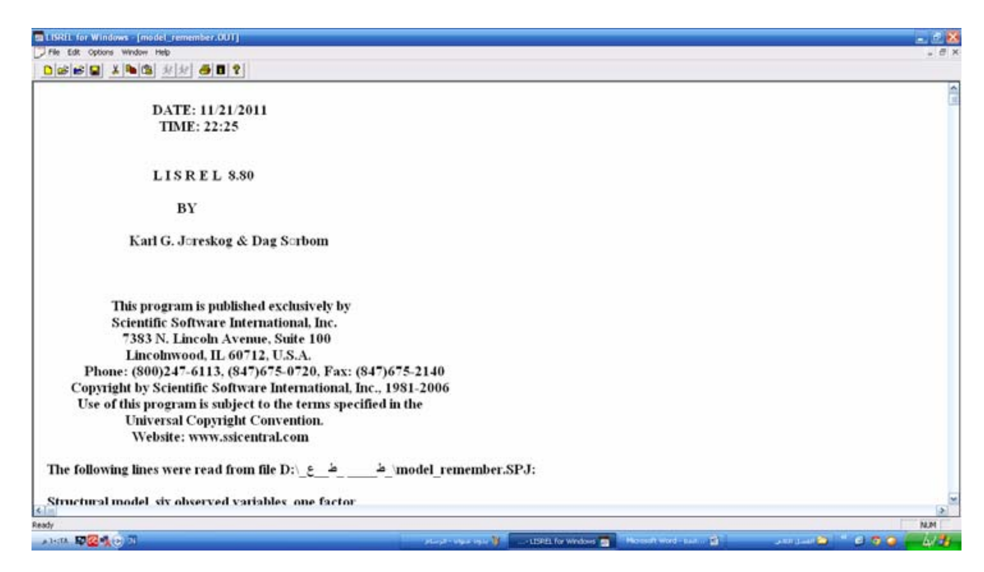
58 للتعرف على ضوابط كتابة أوامر Syntax يمكنك الإطلاع على دليل LISREL .

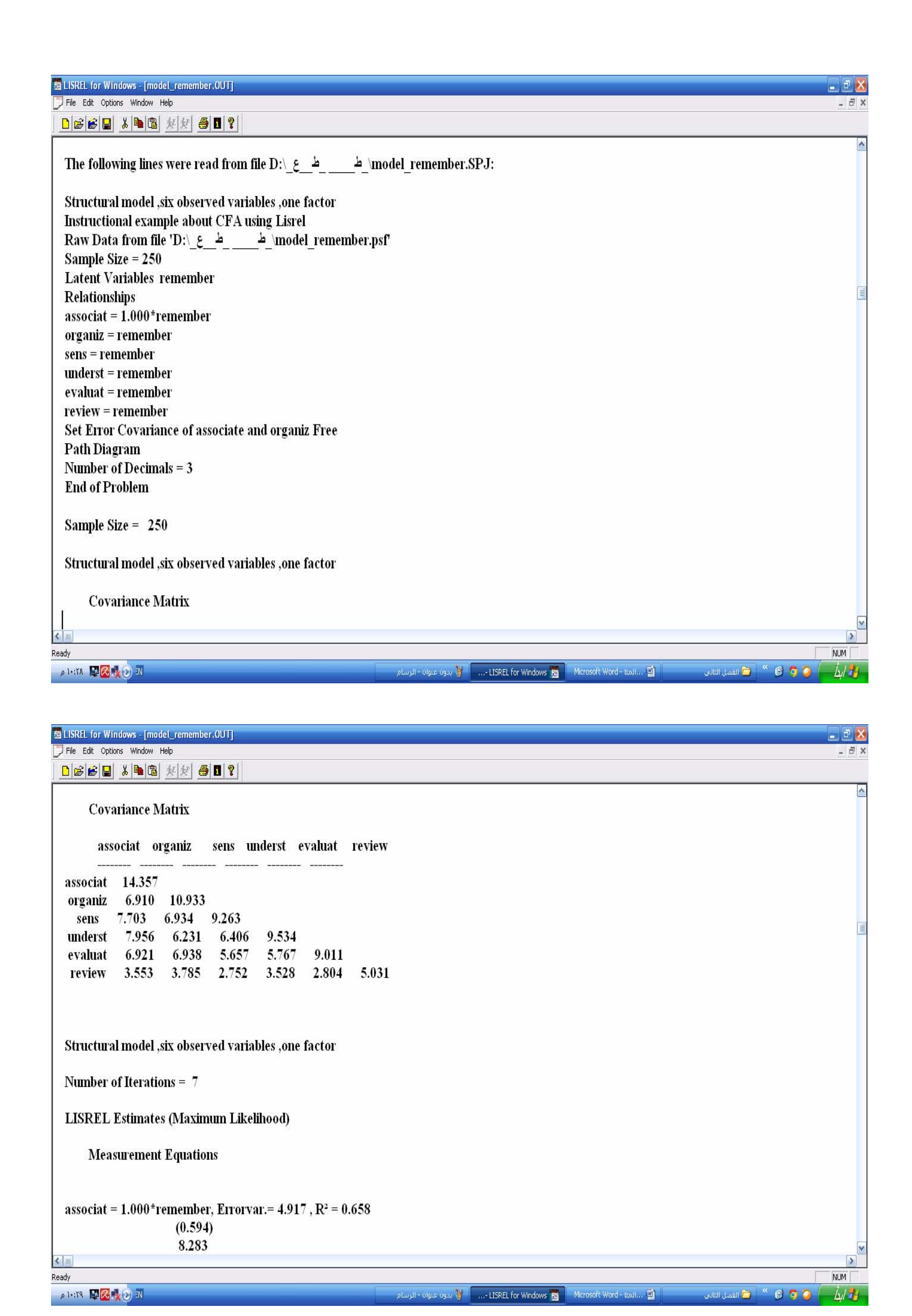
ثم الضغط على أيقونة التحليل *Run* .

و سواء تم استخدام أي طريقة من الطريقتين السابقتين تظهر النتائج على النموذج كالتالي :



كما يمكن عرض النتائج النصية من خلال الملف ***model_remember.out*** الموجود في قائمة ***Window*** كما سبق و أوضحنا ,و الشاشة موضحة كالتالي:





LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

The following lines were read from file D:_ع__ط_ _____ط_\model_remember.SPJ:

Structural model ,six observed variables ,one factor
Instructional example about CFA using Lisrel
Raw Data from file 'D:_ع__ط_ _____ط_\model_remember.psf'
Sample Size = 250
Latent Variables remember
Relationships
associat = 1.000*remember
organiz = remember
sens = remember
underst = remember
evaluat = remember
review = remember
Set Error Covariance of associate and organiz Free
Path Diagram
Number of Decimals = 3
End of Problem

Sample Size = 250

Structural model ,six observed variables ,one factor

Covariance Matrix

LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

Covariance Matrix

	associat	organiz	sens	underst	evaluat	review
associat	14.357					
organiz	6.910	10.933				
sens	7.703	6.934	9.263			
underst	7.956	6.231	6.406	9.534		
evaluat	6.921	6.938	5.657	5.767	9.011	
review	3.553	3.785	2.752	3.528	2.804	5.031

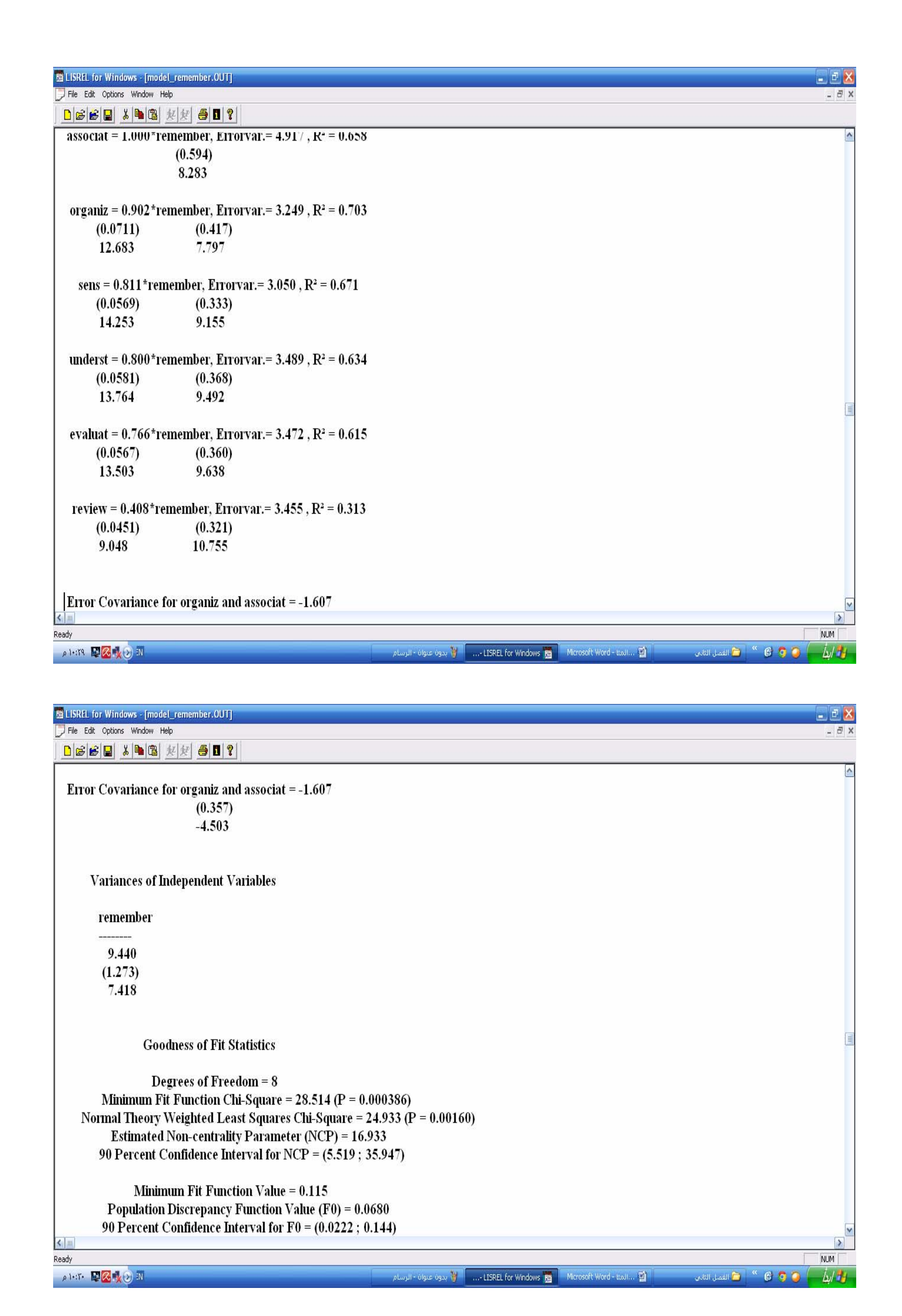
Structural model ,six observed variables ,one factor

Number of Iterations = 7

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

Measurement Equations

associat = 1.000*remember, Errorvar.= 4.917 , R^2 = 0.658
(0.594)
8.283



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

File Edit Options Window Help

```
associat = 1.000*remember, Errorvar.= 4.917 , R² = 0.658
                        (0.594)
                         8.283

 organiz = 0.902*remember, Errorvar.= 3.249 , R² = 0.703
         (0.0711)              (0.417)
          12.683                7.797

    sens = 0.811*remember, Errorvar.= 3.050 , R² = 0.671
         (0.0569)              (0.333)
          14.253                9.155

  underst = 0.800*remember, Errorvar.= 3.489 , R² = 0.634
         (0.0581)              (0.368)
          13.764                9.492

  evaluat = 0.766*remember, Errorvar.= 3.472 , R² = 0.615
         (0.0567)              (0.360)
          13.503                9.638

   review = 0.408*remember, Errorvar.= 3.455 , R² = 0.313
         (0.0451)              (0.321)
           9.048                10.755


 Error Covariance for organiz and associat = -1.607
```

Ready NUM

LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

File Edit Options Window Help

```
 Error Covariance for organiz and associat = -1.607
                               (0.357)
                               -4.503


        Variances of Independent Variables

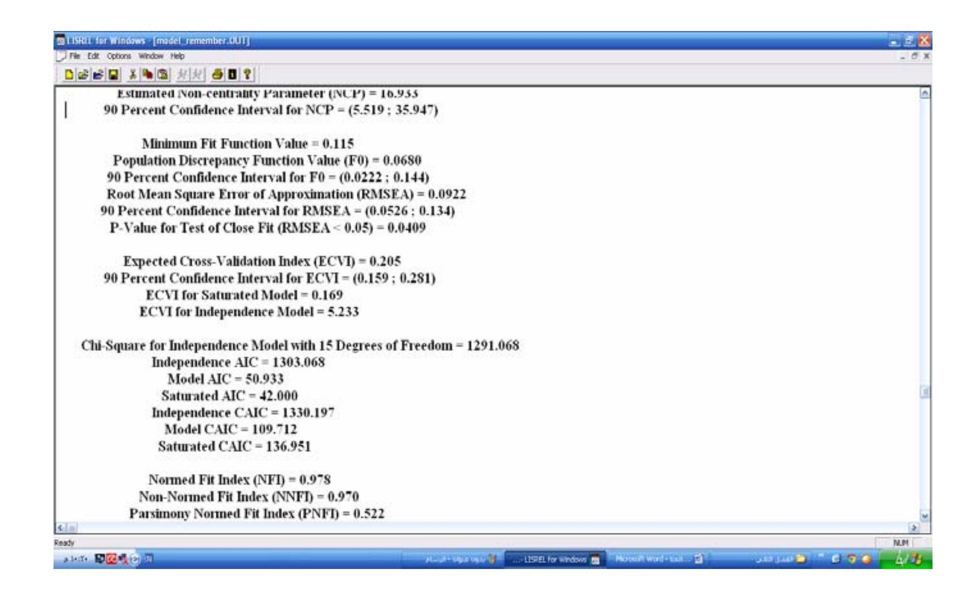
           remember
           --------
             9.440
            (1.273)
             7.418


                   Goodness of Fit Statistics

                      Degrees of Freedom = 8
          Minimum Fit Function Chi-Square = 28.514 (P = 0.000386)
  Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 24.933 (P = 0.00160)
           Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 16.933
       90 Percent Confidence Interval for NCP = (5.519 ; 35.947)

                 Minimum Fit Function Value = 0.115
         Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0680
          90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0222 ; 0.144)
```

Ready NUM



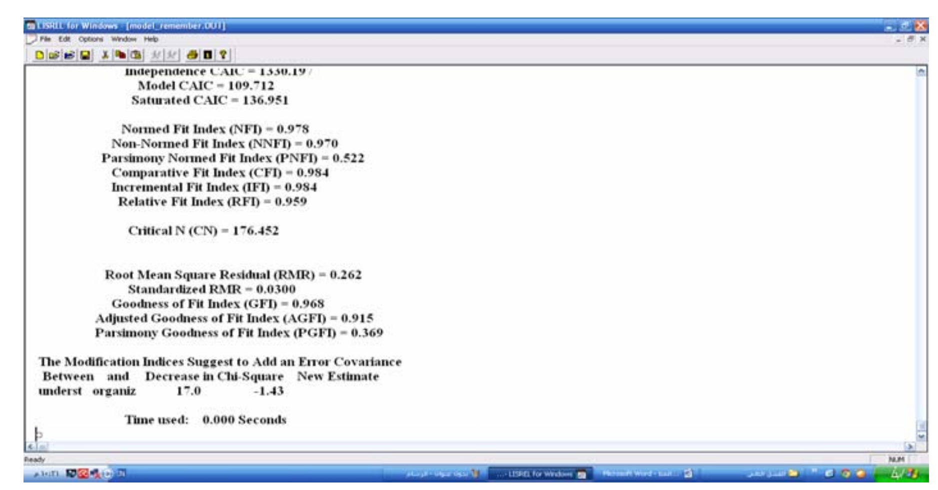
```
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 16.933
90 Percent Confidence Interval for NCP = (5.519 ; 35.947)

Minimum Fit Function Value = 0.115
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0680
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0222 ; 0.144)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0922
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0526 ; 0.134)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.0409

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.205
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.159 ; 0.281)
ECVI for Saturated Model = 0.169
ECVI for Independence Model = 5.233

Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 1291.068
Independence AIC = 1303.068
Model AIC = 50.933
Saturated AIC = 42.000
Independence CAIC = 1330.197
Model CAIC = 109.712
Saturated CAIC = 136.951

Normed Fit Index (NFI) = 0.978
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.970
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.522
```



```
Independence CAIC = 1330.197
Model CAIC = 109.712
Saturated CAIC = 136.951

Normed Fit Index (NFI) = 0.978
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.970
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.522
Comparative Fit Index (CFI) = 0.984
Incremental Fit Index (IFI) = 0.984
Relative Fit Index (RFI) = 0.959

Critical N (CN) = 176.452

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.262
Standardized RMR = 0.0300
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.968
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.915
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.369

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance
Between   and   Decrease in Chi-Square   New Estimate
underst  organiz       17.0                 -1.43

Time used:   0.000 Seconds
```

و بفحص بعض مؤشرات جودة المطابقة بعد التعديل ,يمكن عرضها كالتالي:

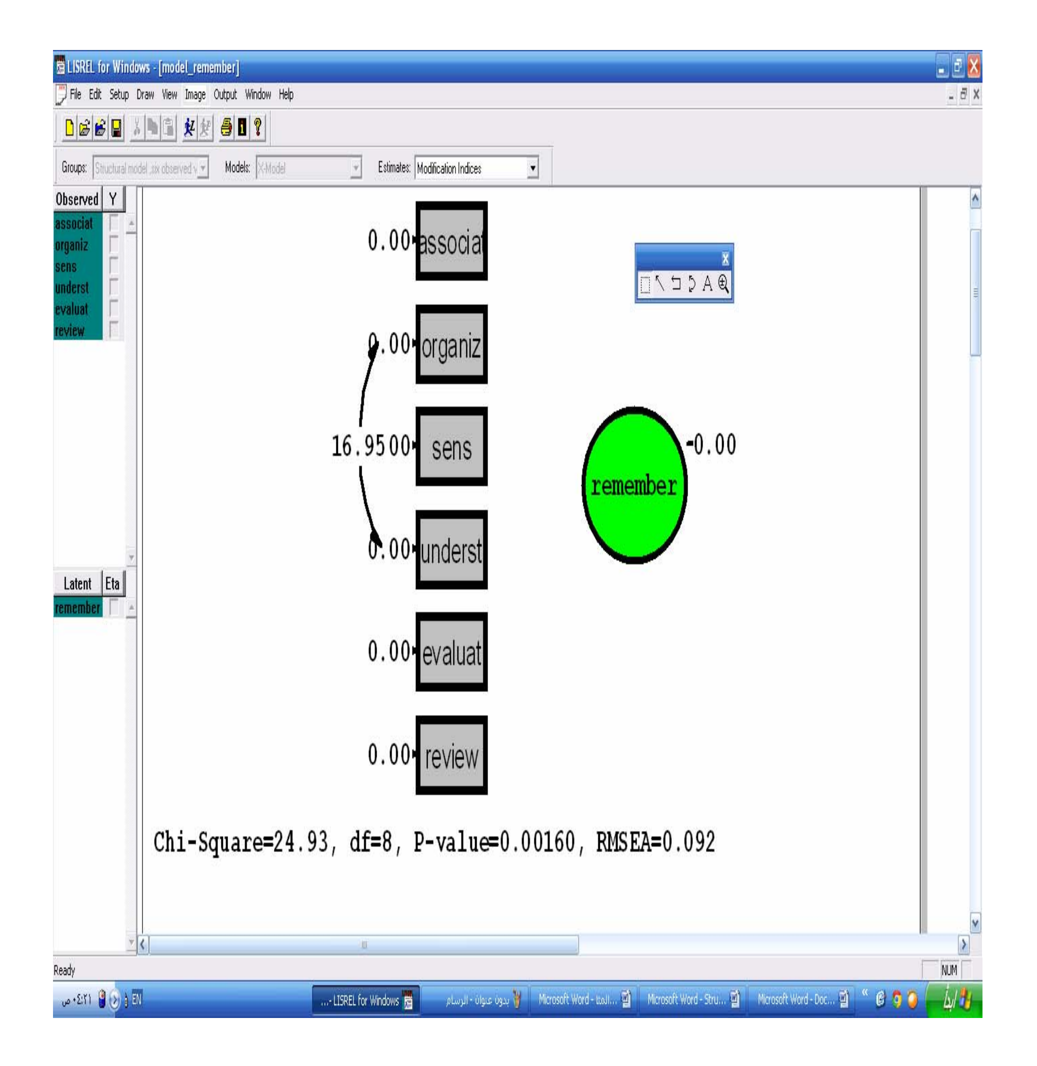
مؤشرات جودة المطابقة	القيمة	المقبولية
χ^2/df	3.56=8/28.514=	مقبول
RMSEA	0.0922	غير مقبول

مقبول	0.968	***GFI***
مقبول	0.915	***AGFI***
غير مقبول	النموذج الأصلي=50.93 النموذج المشبع=42	***AIC***
غير مقبول	النموذج الأصلي=0.205 النموذج المشبع=0.169	***ECVI***

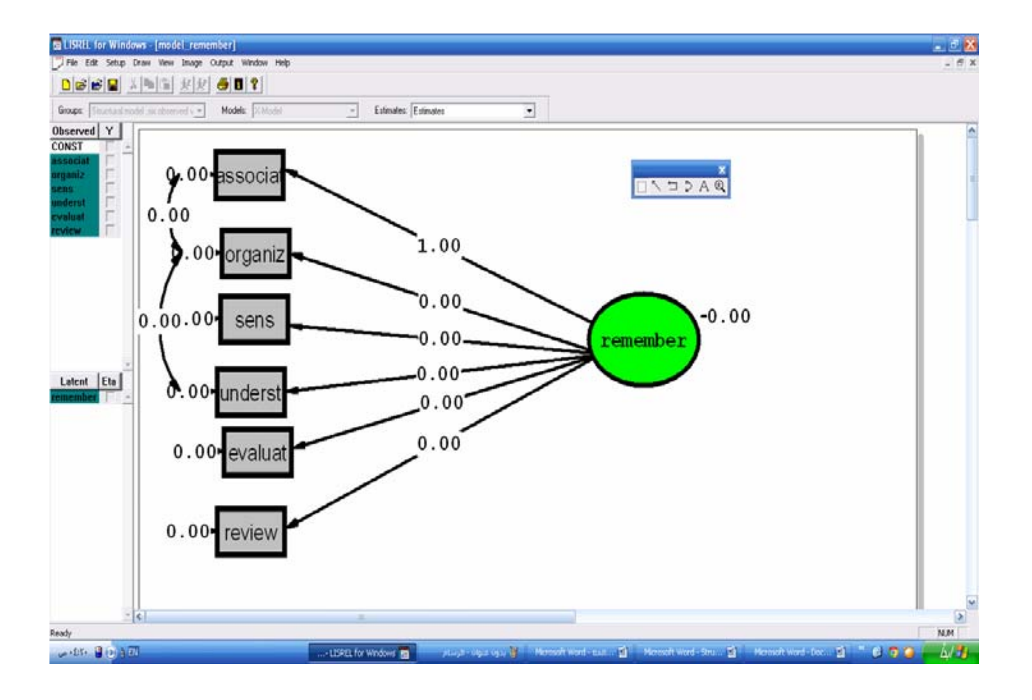
كما يمكن رصد التشبعات كالتالي:

الدلالة***Critical Ratio(CR)***	التشبع المعياري	المتغير الملاحَظ
دال	0,811	***associat***
دال	0,838	***organiz***
دال	0,819	***sens***
دال	0,796	***underst***
دال	0,784	***evaluat***
دال	0,560	***review***

و بتفحص مؤشرات جودة المطابقة نجد عدم قبول بعض المؤشرات ,و لذلك يتم تفحص مؤشرات التعديل ***Modification Indices*** في شاشة النتائج النصية السابقة أو الرسم التالي:



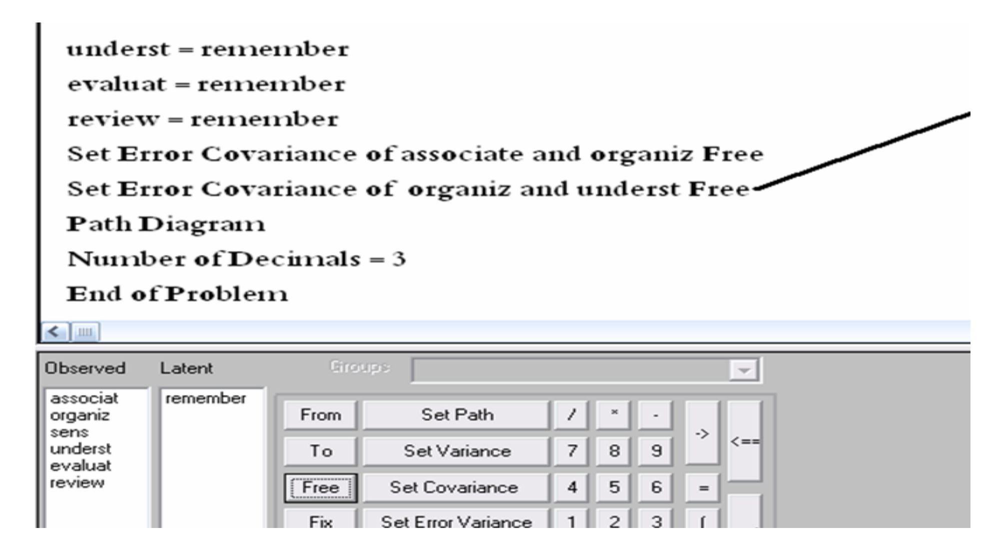
فالنتائج تقترح إضافة ارتباط بين متغيري الخطأ ***organiz*** و ***underst*** و الـذي سـيُنقص قيمـة مربـع كـا بمقدار 16,95 على الأقل ,و كما سبق قوله يمكن إجراء هذا التعديل إمـا بإعـادة الخطـوات مـرة أخـرى ابتداء من الخطوة الأولى حتى تحليل النموذج الجديد المُعدَّل ,و الذي فيه نضيف ربط ***covariance*** بين المتغيرين ***organiz*** و ***underst***, بالإضافة للربط السابق الموجود بين المتغيرين ***organiz*** و ***associat*** ليـصبح النموذج المراد تحليله كالتالي:



أو بطريقة *SIMPLIS Syntax*: بكتابة الأمر التالي:

Set Error Covariance of organiz and underst Free

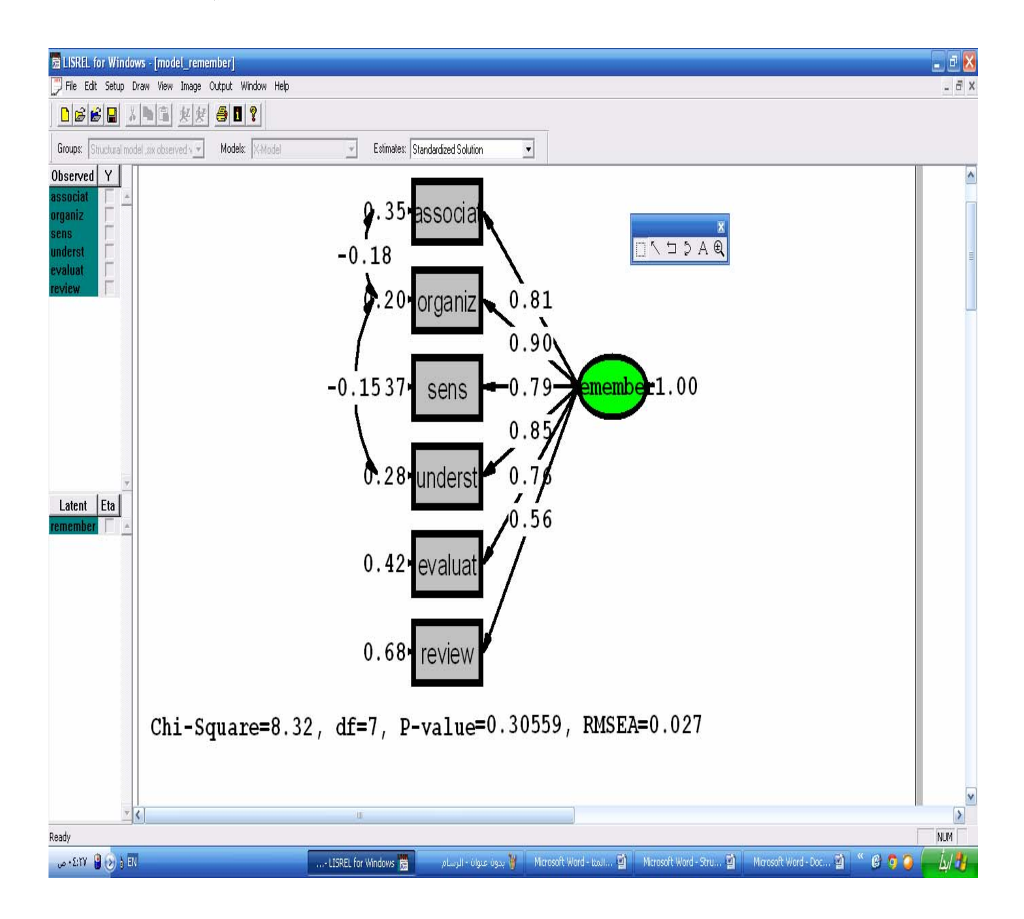
في المكان الموضح التالي:



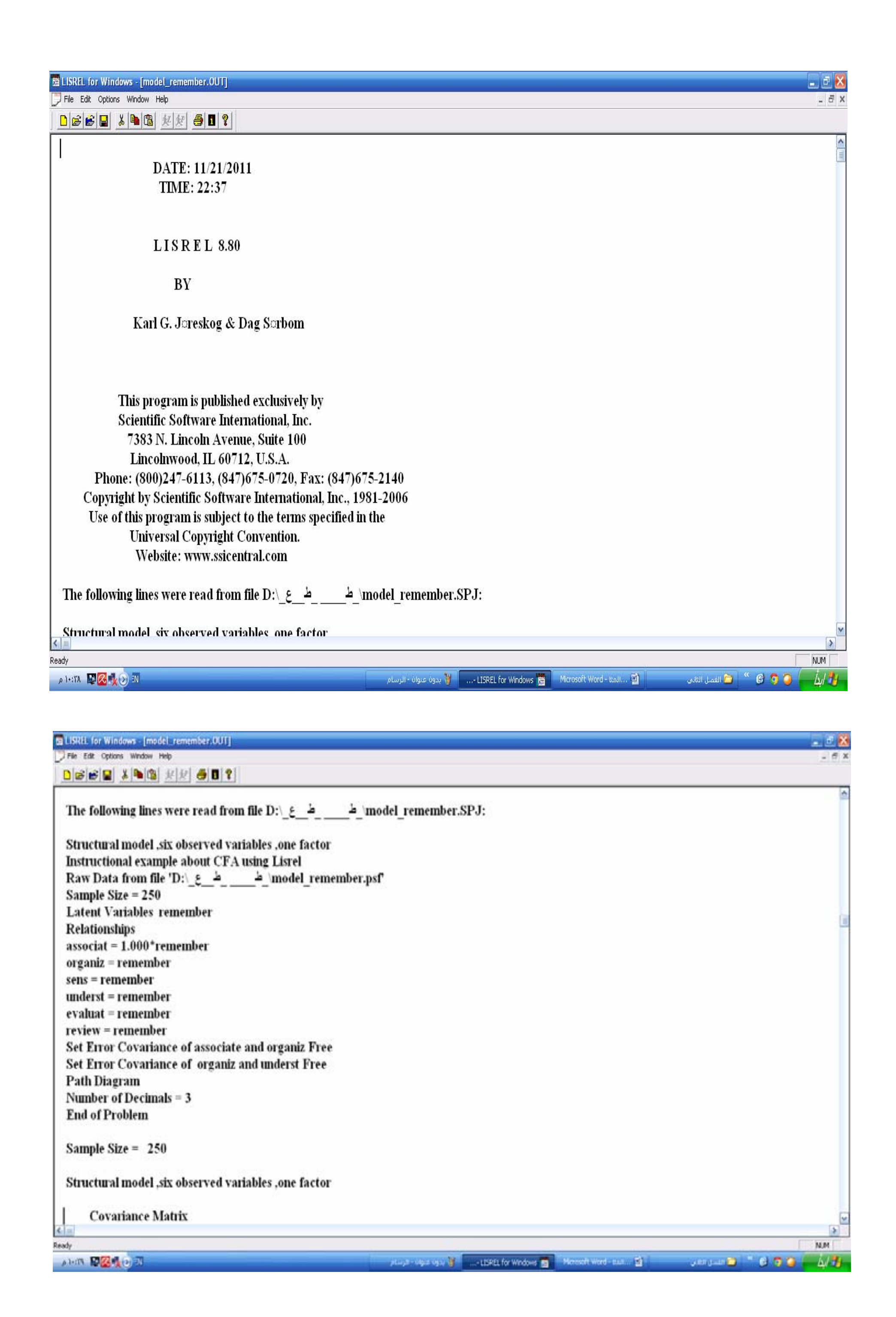
ملاحظة

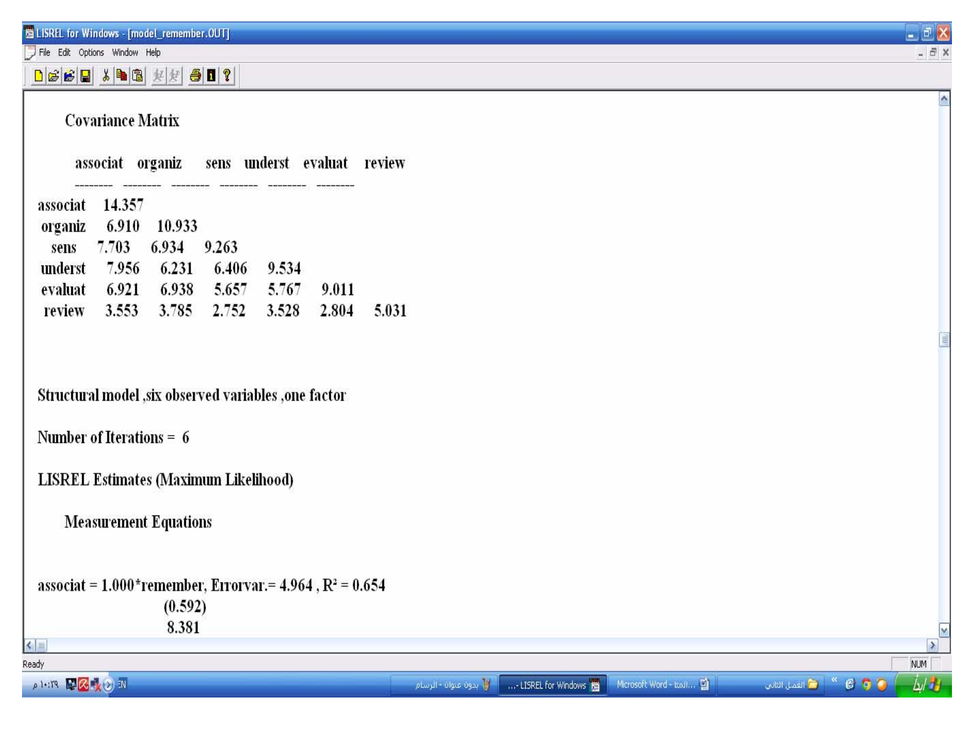
إذا تفحصنا شاشة ***SIMPLIS Syntax*** السابقة نجد الأمر الـسابق الخـاص بتأسـيس ربـط بـين متغـيري الخطأ ***organiz*** , ***associat*** , بالإضافة للأمر الحالي المُضاف بتأسـيس ربـط بـين متغـيري الخطـأ ***underst*** , ***organiz*** .

و بعد الضغط على أيقونة التحليل ***Run*** , تظهر النتائج على النموذج كالتالي:



كما تظهر النتائج النصية في الشاشة التالية:


LISREL for Windows - [model_remember.OUT]
File Edit Options Window Help
DATE: 11/21/2011
TIME: 22:37
L I S R E L 8.80
BY
Karl G. Jöreskog & Dag Sörbom
This program is published exclusively by
Scientific Software International, Inc.
7383 N. Lincoln Avenue, Suite 100
Lincolnwood, IL 60712, U.S.A.
Phone: (800)247-6113, (847)675-0720, Fax: (847)675-2140
Copyright by Scientific Software International, Inc., 1981-2006
Use of this program is subject to the terms specified in the
Universal Copyright Convention.
Website: www.ssicentral.com
The following lines were read from file D:\model_remember.SPJ:
Ready
LISREL for Windows - [model_remember.OUT]
File Edit Options Window Help
The following lines were read from file D:\model_remember.SPJ:
Structural model ,six observed variables ,one factor
Instructional example about CFA using Lisrel
Raw Data from file 'D:\model_remember.psf'
Sample Size = 250
Latent Variables remember
Relationships
associat = 1.000*remember
organiz = remember
sens = remember
underst = remember
evaluat = remember
review = remember
Set Error Covariance of associate and organiz Free
Set Error Covariance of organiz and underst Free
Path Diagram
Number of Decimals = 3
End of Problem
Sample Size = 250
Structural model ,six observed variables ,one factor
Covariance Matrix
Ready



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

File Edit Options Window Help

Covariance Matrix

	associat	organiz	sens	underst	evaluat	review
associat	14.357					
organiz	6.910	10.933				
sens	7.703	6.934	9.263			
underst	7.956	6.231	6.406	9.534		
evaluat	6.921	6.938	5.657	5.767	9.011	
review	3.553	3.785	2.752	3.528	2.804	5.031

Structural model ,six observed variables ,one factor

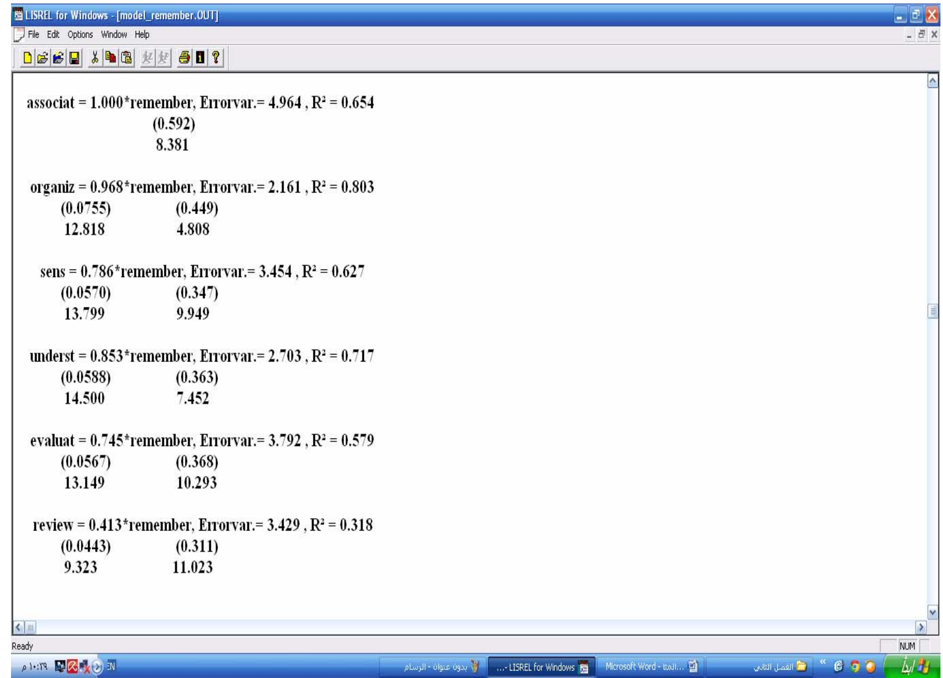
Number of Iterations = 6

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

Measurement Equations

associat = 1.000*remember, Errorvar.= 4.964 , R² = 0.654
(0.592)
8.381

Ready NUM



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

File Edit Options Window Help

associat = 1.000*remember, Errorvar.= 4.964 , R² = 0.654
(0.592)
8.381

organiz = 0.968*remember, Errorvar.= 2.161 , R² = 0.803
(0.0755) (0.449)
12.818 4.808

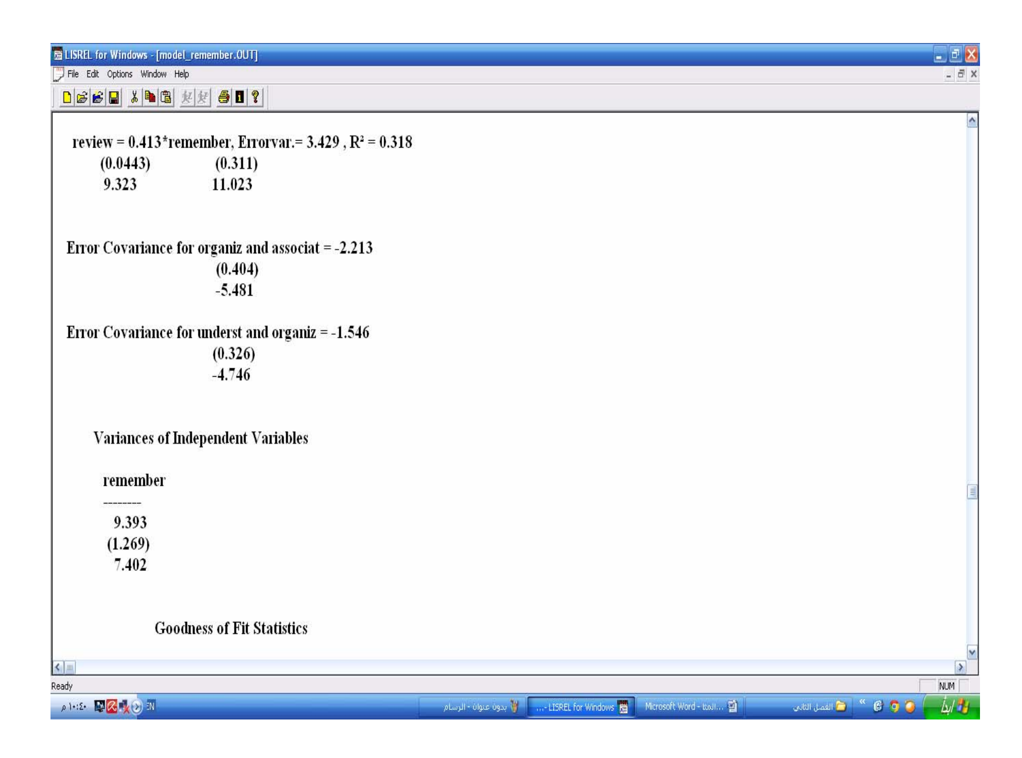
sens = 0.786*remember, Errorvar.= 3.454 , R² = 0.627
(0.0570) (0.347)
13.799 9.949

underst = 0.853*remember, Errorvar.= 2.703 , R² = 0.717
(0.0588) (0.363)
14.500 7.452

evaluat = 0.745*remember, Errorvar.= 3.792 , R² = 0.579
(0.0567) (0.368)
13.149 10.293

review = 0.413*remember, Errorvar.= 3.429 , R² = 0.318
(0.0443) (0.311)
9.323 11.023

Ready NUM



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

```
review = 0.413*remember, Errorvar.= 3.429 , R² = 0.318
        (0.0443)              (0.311)
         9.323                11.023

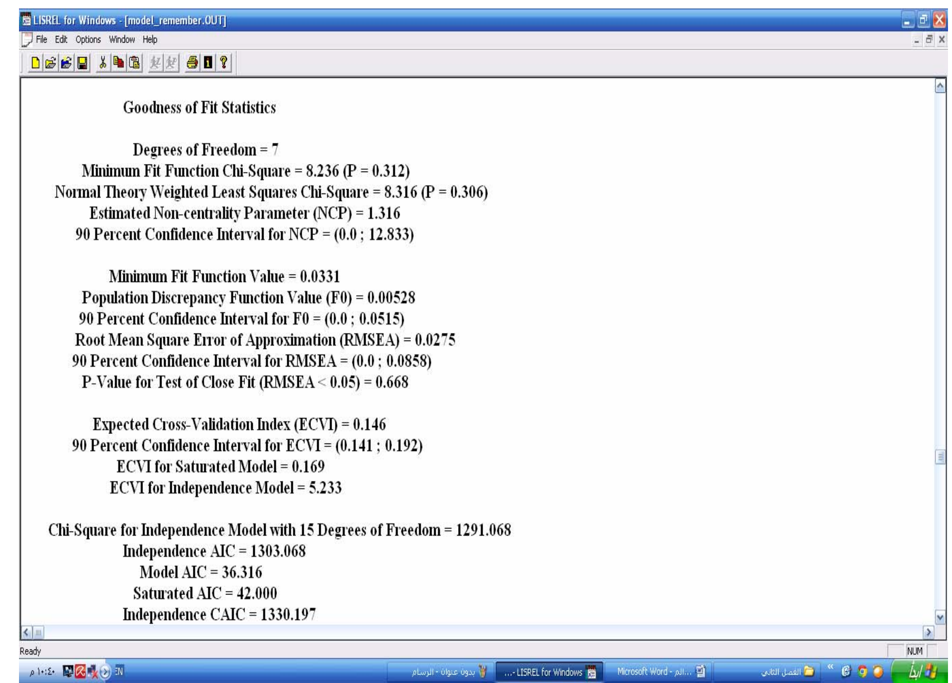

Error Covariance for organiz and associat = -2.213
                                           (0.404)
                                           -5.481

Error Covariance for underst and organiz = -1.546
                                          (0.326)
                                          -4.746


        Variances of Independent Variables

         remember
         --------
           9.393
          (1.269)
           7.402


                Goodness of Fit Statistics
```



LISREL for Windows - [model_remember.OUT]

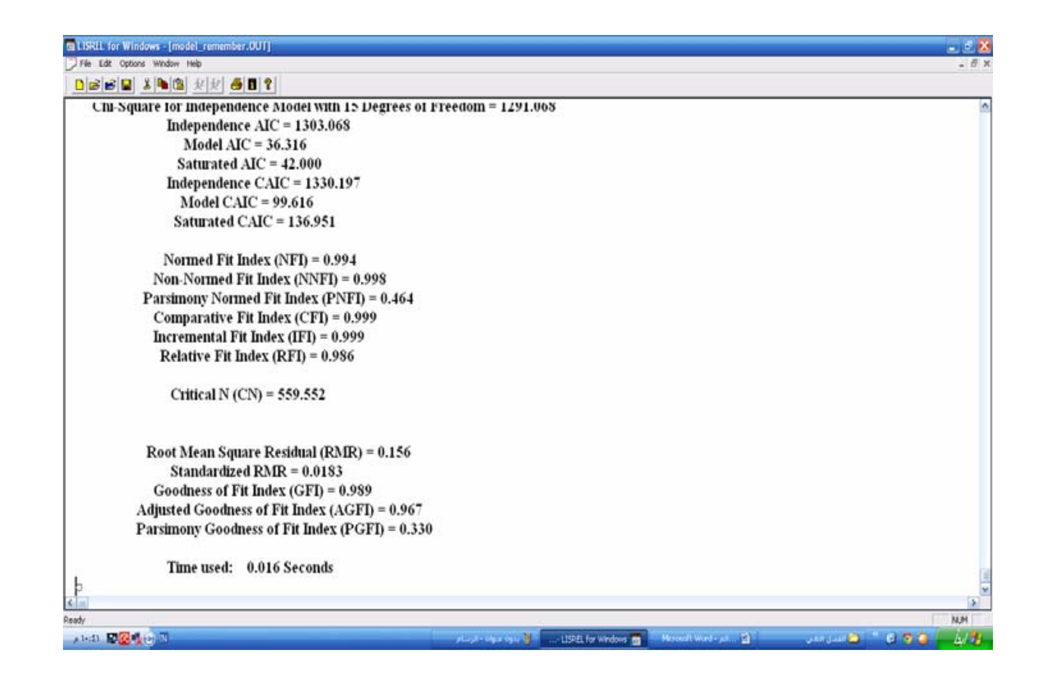
```
                Goodness of Fit Statistics

                    Degrees of Freedom = 7
        Minimum Fit Function Chi-Square = 8.236 (P = 0.312)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 8.316 (P = 0.306)
        Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 1.316
    90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 12.833)

            Minimum Fit Function Value = 0.0331
     Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.00528
       90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.0515)
    Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0275
    90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.0858)
      P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.668

        Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.146
    90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.141 ; 0.192)
              ECVI for Saturated Model = 0.169
            ECVI for Independence Model = 5.233

Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 1291.068
                  Independence AIC = 1303.068
                      Model AIC = 36.316
                    Saturated AIC = 42.000
                  Independence CAIC = 1330.197
```



و بفحص بعض مؤشرات جودة المطابقة بعد التعديل يمكن عرضها كالتالي:

مؤشرات جودة المطابقة	القيمة	المقبولية
χ^2/df	1.18=7/8.236=	مقبول
RMSEA	0.0275	مقبول
GFI	0.989	مقبول
AGFI	0.967	مقبول
AIC	النموذج الأصلي=36.316 النموذج المشبع=42	مقبول
ECVI	النموذج الأصلي=0.146 النموذج المشبع=0.169	مقبول

من الجدول السابق لمؤشرات جودة المطابقة يتضح قبول جميع المـؤشرات , و مـن ثَّـم قبـول النمـوذج المفترض مع تعديليه المقترحين .

كما يمكن رصد التشبعات كالتالي:

المتغير الملاحَظ	التشبع المعياري	الدلالة(***Critical Ratio*(CR**)
associat	0.809	دال
organiz	0.896	دال
sens	0.792	دال
underst	0.847	دال
evaluat	0.761	دال
review	0.564	دال

مقارنة بين نتائج برنامج ***AMOS*** و برنامج ***LISREL*** :

أولاً: مؤشرات جودة المطابقة :

- مؤشرات جودة المطابقة قبل التعديل:

مؤشرات جودة المطابقة	برنامج ***AMOS***	برنامج ***LISREL***
$\chi2/df$	5,187=9/46,683=	5,187=9/46,683=
RMSEA	0,130	0,123

GFI	0,945	0,945
AGFI	0,873	0,873
AIC	النموذج الأصلى=70,683 النموذج المشبع=42	النموذج الأصلى=67,08 النموذج المشبع=42
ECVI	النموذج الأصلى=0,284 النموذج المشبع=0,169	النموذج الأصلى= 0,269 النموذج المشبع= 0,169

- مؤشرات جودة المطابقة للنمـوذج بعـد التعـديل بإضـافة ارتبـاط بـين متغـيري الخطـأ للمتغـيرين ***organiz,associat***:

مؤشرات جودة المطابقة	برنامج ***AMOS***	برنامج ***LISREL***
χ^2/df	3.564=8/28.514=	3.564=8/28.514=
RMSEA	0.101	0.092
GFI	0.968	0.968
AGFI	0.915	0.915
AIC	النموذج الأصلى=54.514 النموذج المشبع=42	النموذج الأصلى=50.93 النموذج المشبع=42

ECVI	النموذج الأصلى=0.219 النموذج المشبع=0.169	النموذج الأصلى=0.205 النموذج المشبع=0.169

- مؤشرات جودة المطابقة للنمـوذج بعـد التعـديل بإضـافة ارتبـاط بـين متغـيري الخطـأ للمتغـيرين ***underst* , *organiz***, بالإضـافة للتعـديل الـسابق(إضـافة ارتبـاط بـين متغـيري الخطـأ للمتغـيرين ***organiz,associat***):

مؤشرات جودة المطابقة	برنامج ***AMOS***	برنامج ***LISREL***
χ^2/df	=1,177=7/8,236	=1.177=7/8.236
RMSEA	0,027	0.027
GFI	0,989	0.989
AGFI	0,967	0.967
AIC	النموذج الأصلى=36,236 النموذج المشبع=42	النموذج الأصلى=36.316 النموذج المشبع=42
ECVI	النموذج الأصلى=0,146 النموذج المشبع=0,169	النموذج الأصلى=0.146 النموذج المشبع=0.169

يُلاحــظ أن نتــائج برنــامجي ***LISREL***, ***AMOS*** قبــل تعــديل النمــوذج ,و حتــى بعــد إضــافة ارتبــاط بــين متغــيري خطــأ القيــاس للمتغــيرين ***organiz, associat*** تتطــابق في قيمــة مربــع كــا , و كــذلك قيمــة كــل مــن ***GFI, AGFI*** و كــذلك قيمــة كــل

من **AIC , ECVI** للنموذج المشبع ,و لكنها تختلف في قيمة **RMSEA** ,و كذلك قيمة كل من **AIC , ECVI** للنموذج الأصلي.

و عند إضافة تعديل آخر على النموذج بإضافة ارتباط بين متغيري خطأ القياس للمتغيرين , ***organiz*** ***underst*** نجد أن النتائج بين برنامجي ***AMOS*** و ***LISREL*** تقاربت إلى حد كبير ,حيث نجد تطابق كل قيم مؤشرات جودة المطابقة ,ما عدا اختلاف طفيف في قيمة ***AIC*** للنموذج الأصلي [36,236 (***AMOS***)؛ 36,316(***LISREL***)] .

و يفسِّر (***Joreskog,2004***) هذا الاختلاف الطفيف بين نتائج برنامج ***AMOS*** و نتائج برنامج ***LISREL*** بالقول أن برنامج ***LISREL*** يحسب العديد من مؤشرات جودة المطابقة للنموذج المراد اختباره ,و بعض هذه المؤشرات مثل ***RMSEA , AIC , ECVI*** يعتمد على قيمة مربع كا للنموذج ,و حيث أن برنامج ***LISREL*** يتبنى الصيغة C_2 لمربع كا في حساب مؤشرات جودة المطابقة (على عكس برنامج ***AMOS***) الذي يتبنى الصيغة C_1 لذلك سنجد اختلاف إلى حد ما بين النتائج .

و يؤيِّد ذلك , 98-99) (***Schumacker & Lomax ,2004***) اللذان أوضحا أن برنامج ***LISREL*** يعطي نوعين من إحصاءة مربع كا أحدهما (***Minimum Fit Function Chi-Square***(C_1) ,و الأخرى ***Normal Theory*** (***Weighted Least Squares Chi-Square***(***C2***) ,و البرنامج يستخدم الصيغة C_2 في حساب كل مؤشرات جودة المطابقة المعتمدة عليه ,و لذلك نجد بعض مؤشرات جودة المطابقة في برنامجي ***AMOS , EQS*** تختلف عن برنامج ***LISREL*** .

و يسير في نفس الاتجاه كل من (***Clayton&Pett,2008***) اللذان توصلا من بحثهما إلى أن نتائج برنامجي ***AMOS ,LISREL*** متشابهة ***similar*** إلى حد ما و لكن ليست متطابقة ***totally identical*** .

ثانياً: تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العامل المفترض:

إذا تفحصنا تشبعات المتغيرات الملاحَظة على العامل المفترض نجد عدم اختلافها و تطابقها بين البرنامجين قبل و بعد التعديل ,و إذا كان هناك اختلاف طفيف بين تشبعي المتغير الملاحَظ ***underst*** في البرنامجين و ذلك في الصورة الأخيرة فقط(ذات التعديلين) [0,846(***AMOS***)؛0,847 (***LISREL***)] فربما ذلك يكون نتيجة التقريب .

مراجع الكتاب

آمال صادق ,فوزي عزت ,نعمة عبد السلام محمد(2008).التحقق الامبريقي من بعض فروض نموذج أبو حطب المعرفي المعلوماتي للقدرات العقلية المرتبطة بالتفكير الناقد. **المجلة المصرية للدراسات النفسية**,18(61),495-520.

السيد كامل الشربيني منصور(2007).جودة الحياة و علاقتها بالذكاء الانفعالي و سمة ما وراء المزاج و العوامل الخمسة الكبرى في الشخصية و القلق.**المجلة المصرية للدراسات النفسية**,17(57),1-80.

خالد أحمد جلال ,السعيد عبد الصالحين محمد(2005).تأثير الاستخدام المفرط للانترنت على بعض متغيرات الشخصية لدى طلاب الجامعة.**المجلة المصرية للدراسات النفسية**,15(49),1-55.

سماح أحمد الذيب,أحمد محمد عبد الخالق(2006).زملة التعب المزمن و علاقتها بكل من القلق و الاكتئاب لدى عينة من طلاب جامعة الكويت.**دراسات نفسية**,113-135.

صفوت فرج(1980).**التحليل العاملي في العلوم السلوكية**.القاهرة:دار الفكر العربي.

عبد الناصر السيد عامر(2004).أداء مؤشرات حسن المطابقة لتقويم نموذج المعادلة البنائية,**المجلة المصرية للدراسات النفسية**,14(45), 105-157.

عزت عبد الحميد محمد حسن(2007).النموذج البنائي لاستراتيجيات تنظيم الدافعية و معتقدات الدافعية و التحصيل الدراسي لدى طلاب الجامعة. **المجلة المصرية للدراسات النفسية**,17(57),295-346.

غريب عبد الفتاح غريب(1994).اكتئاب أطفال المرحلة الابتدائية :دراسة مقارنة للبنية العاملية للاكتئاب بين مصر و الامارات العربية.**دراسات نفسية**,4(2),219-262.

فؤاد أبو حطب,آمال صادق(1991).**مناهج البحث و طرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية** .القاهرة:مكتبة الأنجلو المصرية .

فؤاد البهي السيد(2006).**علم النفس الإحصائي و قياس العقل البشري** .القاهرة:دار الفكر العربي.

فتحي عبد الحميد عبد القادر ,مراد علي عيسى(2008).مستوى الذكاء الوجداني لدى مدراء المدارس و تأثيره على الثقافة المدرسية و المناخ المدرسي كما يدركها المعلمون و التلاميذ. **المجلة المصرية للدراسات النفسية**,18(61),1-41.

فوقية أحمد السيد عبد الفتاح(2008).ارتقاء ذاكرة الألوان لدى أطفال ما قبل المدرسة . **المجلة المصرية للدراسات النفسية**,18(61),187-261.

محمد رزق البحيري(2007).تنمية الذكاء الوجداني لخفض حدة بعض المشكلات لدى عينة من الأطفال المضطربين سلوكياً.**دراسات نفسية**,17(3),585-641.

نادر فتحي قاسم(2008). فعالية برنامج إرشادي لتخفيف حدة السلوك العدواني لدى الأطفال في ضوء علاقته بعدد من المتغيرات الأسرية والمدرسية المرتبطة به.**المجلة المصرية للدراسات النفسية**,18(58), 281 – 328.

هشام فتحي جاد الرب(2006).البناء العاملي و تكافؤ القياس لأحد مقاييس الاكتئاب لدى المراهقين من طلاب المدارس الثانوية باستخدام التحليل العاملي التوكيدي :دراسة مقارنة عبر ثقافية. **المجلة المصرية للدراسات النفسية**,16(50),437-484.

Albright, J. & Park ,H.(2009). Confirmatory Factor Analysis Using Amos, Lisrel , Mplus, and Sas/Stat Calis. Working Paper, The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, ***Indiana University.***

Aluja ,A.; Del Barrio ,V.& Garcia ,L.(2006). Comparison of Several Shortened Versions of The Embu : Exploratory and Confirmatory Factor Analyses. ***Scandinavian Journal of Psychology****,47(1),23-31.*

Arbuckle, J. (1997). ***Amos Users' Guide Version 3.6****.. Chicago : Small Waters.*

Baloglu ,N.; Karadag ,E. & Karaman,H.(2008). The Strategic Planning Attitude Scale: A Study of Exploratory and Confirmatory Factor Analyses . ***Educational Sciences: Theory & Practice****,8(2),429-437.*

Benzing, C.; Chu ,H. & Kara, O.(2009). Entrepreneurs in Turkey: A Factor Analysis of Motivations, Success Factors, and Problems. ***Journal of Small Business Management*** *, 47(1), 58–91.*

Boronat , M. ; Saavedra,P.; Varillas ,V.& No´Voa ,F.(2009). Use of Confirmatory Factor Analysis for The Identification of New Components of The Metabolic Syndrome: The Role of Plasminogen Activator Inhibitor-1 and Haemoglobin A1c. ***Nutrition, Metabolism & Cardiovascular Diseases*** *,19(1),271-276.*

Brown,T.(2006). ***Confirmatory Factor Analysis for Applied Research****. London: Guilford Press.*

Carducci, B.(2009). ***The Psychology of Personality: Viewpoints, Research, and Applications****. Canada: Wiley-Blackwell.*

Carlson ,L.& Thomas ,C.(2007). Development of The Calgary Symptoms of Stress Inventory (C-SOSI). ***International Journal of Behavioral Medicine***,*14(4),249-256.*

Chen ,W.(2009). Confirmatory Factor Analysis of Achieving The Beginning Teacher Standards Inventory. ***Educational Research and Evaluation***,*15(3),285-304.*

Clayton,M. & Pett,M.(2008).AMOS Versus LISREL ,One Data Set ,Two Analysis . ***Nursing Research***,*57(4),283-292.*

Cochran ,S. & Peplaus,L.(1991).Sexual Risk Reduction Behaviors Among Young Heterosexual Adults . ***Social Science Medicine*** *,33(1),25-36.*

*Comrey ,A. & Lee ,H.(1992).****A First Course in Factor Analysis*****(2nd)***.London : Routledge.*

Cooper,A. & Aucote ,H.(2009). Measuring The Psychological Consequences of Breast Cancer Screening: A Confirmatory Factor Analysis of The Psychological Consequences Questionnaire. ***Quality of Life Research***,*18(1),597-604.*

Curran, P.J., West, S.G., & Finch, J. (1996). The robustness of test statistics to non-normality and specification error in confirmatory factor analysis. ***Psychological Methods***, *1(1), 16-29.*

*Dillon, W.& Goldstein,M.(1984).****Multivariate Analysis Methods & Application*** *.New York :John Wiley &Sons.*

*Dowda,M. ; Dishman ,R. ;Porter ,D.; Saunders, R. & Pate ,R.(2009). Commercial Facilities, Social Cognitive Variables, and Physical Activity of 12th Grade Girls .****Annual Behavioral Medicine***.*37(1),77-87.*

*Fan ,X. ;Thompson ,B. &Wang ,L.(1999).Effects of Sample Size, Estimation Methods and Model Specification On Structural Equation Modeling Fit Indexes .**Structural Equation Modeling**,6(1),56-83.*

*Ferguson,g.(1981). **Statistical analysis in psychology and education(5th)**. London: McGraw-Hill.*

*Field ,A.(2009). **Discovering Statistics Using SPSS (3rd)** .London: Sage.*

*Fincham ,D.; Schickerling ,J.; Temane, M. ;Nel ,D.; Roover ,W.& Seedat ,S.(2008). Exploratory and Confirmatory Factor Analysis of The Multidimensional Anxiety Scale for Children Among Adolescents in The Cape Town Metropole of South Africa. **Depression and Anxiety**,25(1),147-153.*

*Flanagan,D.&Harrison,P.(2005). The Three Stratum Theory of Cognitive Abilities. in **Dawn P. Flanagan, Patti L. Harrison(EDS), Contemporary Intellectual Assessment: Theories, Tests, and Issues(Pp.69-76)**.London: Guilford Press.*

*Floyd, F. & Widaman,K.(1995). Factor Analysis in The Development and Refinement of Clinical Assessment Instruments. **Psychological Assessment**,7(3),286-299.*

*Forero ,C.; Maydeu-Olivares,A.& Gallardo-Pujol ,D.(2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. **Structural Equation Modeling**, 16(1),625–641.*

*Gattiker ,U.& Larwood ,L.(1986). Subjective Career Success: A Study of Managers and Support Personnel. **Journal of Business and Psychology**,1(2),78-94.*

*Gorsuch ,R.(1983).**Factor Analysis(2nd)**. Hillsdale: L. Erlbaum Associates.*

*Graham ,J.& Naglieri ,J.(2003). **Assessment Psychology**. London : John Wiley and Sons.*

*Griffith,J.; Sumner,J.; Debeer,E.; Raes,F.; Hermans,D.; Mineka,S.; Zinbarg,R. & Craske,M.(2009). An Item Response Theory/Confirmatory Factor Analysis of The Autobiographical Memory Test. **Memory**,17(6),609-623.*

*Grimbeek,P. & Nisbet ,S.(2006). Surveying Primary Teachers About Compulsory Numeracy Testing: Combining Factor Analysis with Rasch Analysis. **Mathematics Education Research Journal**,18(2),27-39.*

*Hafner, R.& Ross,M.(1989). The Firo Model of Family Therapy :Implications of Factor Analysis. **Journal of Clinical Psychology**,45(6),974-980.*

*Hammouri, H.(2004). Attitudinal and Motivational Variables Related to Mathematics Achievement in Jordan: Findings from The Third International Mathematics and Science Study (TIMSS). **Educational Research**,46(3),241-257.*

*Harman ,H.(1976).**Modern Factor Analysis(3rd)**.Chicago :University of Chicago Press.*

*Heppner ,P. ; Wampold ,B. & Kivlighan,D.(2008). **Research Design in Counseling(3rd)**.London : Cengage Learning.*

*Hittner, J.& Swickert ,R.(2001). Modeling Functional and Structural Social Support Via Confirmatory Factor Analysis :Evidence for A Second-Order Global Support Construct. **Journal of Social Behavior and Personality**,16(1),69-80.*

Jansson-Fro¨ Jmark ,M. & Macdonald ,S.(2009). Exploratory Factor Analysis of The Modified Somatic Perception Questionnaire on A Sample with Insomnia Symptoms. ***Psychology, Health & Medicine****,14(1),62-72.*

Jöreskog, K. G. (2004). On Chi-Squares for The Independence Model and Fit Measures in LISREL. Available at ***Http://Www.Ssicentral.Com/Lisrel/Techdocs/Ftb.Pdf.***

Juki ,I.; Milanovi ,D.& Vuleta ,D.(2005). The Latent Structure of Variables of Sports Preparation and Athletic Preparedness Based on Physical Conditioning Contents in Basketball. ***Kinesiology****,37(2),182-194.*

Justicia ,F. ;Pichardo ,M.;Cano ,F.; Berbén &Fuente,J.(2008). The Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F): Exploratory and Confirmatory Factor Analyses at Item Level. ***European Journal of Psychology of Education.****23(3),355-372.*

Karson ,M.(1982). ***Multivariate Statistical Methods****. Iowa :The Iowa State University Press.*

Keith , T. ; Fine, J. ;Taub , G. ; Reynolds , M. & Kranzler ,J.(2006).Higher Order, Multisample, Confirmatory Factor Analysis of The Wechsler Intelligence Scale for Children-Fourth Edition : What Does It Measure ? ***School Psychology Review****, 35(1), 108-127.*

*Kline ,P.(1994).****An Easy Guide to Factor Analysis*** *.London :Routledge.*

Kline ,R.(2005). ***Principles and Practice of Structural Equation Modeling(2nd).*** New York *:Guilford Press.*

Kranzler ,J. & Keith ,T.(1999).Independent Confirmatory Factor Analysis of The Cognitive Assessment System (CAS): What

*Does The CAS Measure? **School Psychology Review** ,28(1),117-144.*

*Lim,Y.;Yu, B.&Kim,J.(2007). Korean Panic Disorder Severity Scale: Construct Validity by Confirmatory Factor Analysis. **Depression and Anxiety**,24(1),95-102.*

*Limbers ,C.; Newman ,D.& Varni ,J.(2008). Factorial Invariance of Child Self-Report Across Socioeconomic Status Groups: A Multigroup Confirmatory Factor Analysis Utilizing The PedsQL™ 4.0 Generic Core Scales. **Journal of Behavioral Medicine** ,31(1),401-411.*

*Lindsay ,W.& Skene,D.(2007). The Beck Depression Inventory II and The Beck Anxiety Inventory in People with Intellectual Disabilities: Factor Analyses and Group Data. **Journal of Applied Research in Intellectual Disabilities** , 20(1), 401–408.*

*Long ,J.(1992). **Confirmatory Factor Analysis: A Preface to Lisrel**. London: Sage.*

*Loo , R.& Thorpe,K.(2000).Confirmatory Factor Analysis of The Full and Short Versions of The Marlowe-Crowne Social Desirability Scale .**The Journal of Social Psychology** ,140(5),628-635.*

*MacCallum,R. & Widaman,K. (2001). Sample Size in Factor Analysis: The Role of Model Error. **Multivariate Behavioral Research**,36(4),611-637.*

*Mano,Q.&Osmon,D.(2008). Visuoperceptual-Orthographic Reading Abilities :A Confirmatory Factor Analysis Study. **Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology**,30(4),421-434.*

*Marcoulides ,G.& Hershberger,S.(1997). **Multivariate Statistical Methods: A First Course**. London : Routledge.*

*Marsh ,H.(1985).The Structure of Masculinity /Femininity : An Application of Confirmatory Factor Analysis to Higher-Order Factor Structures and Factorial Invariance. **Multivariate Behavioral Rsearch**,20(1),427-449.*

*Maxwell,J.; Sukhodolsky,D.& Sit,C.(2009). Preliminary Validation of A Chinese Version of The State-Trait Anger Expression Inventory-2. **Asian Journal of Social Psychology**,12(1),1-11.*

*Mîndrilă(2010). Maximum Likelihood (Ml) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias with Ordinal and Multivariate Non-Normal Data. **International Journal of Digital Society** ,1(1),60-66.*

*Morimoto ,M.; Takai ,K.; Nakajima ,K.& Kagawa,K.(2003). Development of The Chronic Obstructive Pulmonary Disease Activity Rating Scale: Reliability, Validity and Factorial Structure. **Nursing and Health Sciences**,5(1),23-30.*

*Morrison, D.(1988).**Multivariate Statistical Methods(8th)**.London: McGraw-Hill.*

*Musa ,S.(2009). Mental Health Problems and Job Satisfaction Amongst Social Workers in The United Arab Emirates. **International Journal of Academic Research**,1(2),216-220.*

*Nasser,F.;Wisenbaker,J. & Benson,J.(1998,April).Modeling The Observation-To-Indicator Ratio Using Logistic Regression : An Example from Factor Analysis. **Paper Presented at The***

Annual Meeting of The American Educational Research Association,San Diego.

Norman, G.& Streiner ,D.(2008). ***Biostatistics: The Bare Essentials(3rd).****London: B.C. Decker.*

Ogasawara ,H.(2002). Exploratory Second-Order Analyses for Components and Factors. ***Japanese Psychological Research****, 44(1),9-19.*

Olsson ,U.; Foss,T.; Troye,S.& Howell,R.(2000). The Performance of ML, GLS, and WLS Estimation in Structural Equation Modeling Under Conditions of Misspecification and NonNormality. ***Structural Equation Modeling****, 7(4), 557–595.*

Pandolfi ,V.; Magyar ,C.& Dill ,C.(2009). Confirmatory Factor Analysis of The Child Behavior Checklist 1.5-5 in A Sample of Children with Autism Spectrum Disorder. ***Journal of Autism Developmental Disorders,*** *39(1),986–995.*

Pedder,D. & MaCbeath ,J.(2008). Organizational Learning Approaches to School Leadership and Management: Teachers' Values and Perceptions of Practice. School ***Effectiveness and School Improvement****,19(2),207-224.*

Pett,M.; Lackey,N.&Sullivan,J.(2003). ***Making Sense of Factor Analysis: The Use of Factor Analysis for Instrument Development in Health Care Research*** *.London: Sage.*

Raykov,T.& Marcoulides,G.(2006). ***A First Course in Structural Equation Modeling(2nd).*** *London: Routledge.*

*Rummel,R.(1970).****Applied Factor Analysis****. Evanston :Northwestern University Press.*

*Sas Institute(1999). **Sas/Stat User's Guide: Version 8.** London : Sas Publishing.*

*Saunders,D.(1960). A Factor Analysis of The Information and Arithmetic Items of The Wais. **Psychological Reports,**6(5),367-383.*

*Schreiber,J.; Stage,F.; King,J.; Nora,A.(2006). Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. **The Journal of Educational Research,**99(6),323-337.*

*Schumacker,R. & Lomax,R. (2004). **A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling(2nd).**London: Routledge.*

*Sharma,S.(1996).**Applied Multivariate Techniques** . New York: John Wiley & Sons.*

*Shibuya,T.; Kino,K.; Sugisaki,M.; Sato,F.; Haketa,T.(2009). Comparison of Occlusal Discomfort in Patients With Temporomandibular Disorders between Myofascial Pain and Disc Displacement. **Journal of Medical and Dental Sciences** , 56(1), 139 —147.*

*Singer,S.;Meterko,M.;Baker,L.;Gaba,D.;Falwell,A.&Rosen,A.(2007). Workforce Perceptions of Hospital Safety Culture: Development and Validation of The Patient Safety Climate in Healthcare Organizations Survey. **Health Services Research,**42(5),1999-2021.*

*Tan,J.&Yates,S.(2007). A Rasch Analysis of The Academic Self-Concept Questionnaire .**International Education Journal,** 8(2), 470-484.*

*Vaus,D.(2002). **Surveys in Social Research(5th)** .London :Routledge.*

Vogt,D. &Tanner ,L.(2007). Risk and Resilience Factors for Posttraumatic Stress Symptomatology in Gulf War I Veterans. ***Journal of Traumatic Stress***,*20(1),27-38.*

Waltz,C.;Strickland,O. & Lenz,E.(2010). ***Measurement in Nursing and Health Research(4th)***.*Canada: Springer Publishing Company.*

Watson,R.& Thompson,D.(2006). Use of Factor Analysis in Journal of Advanced Nursing: Literature Review. ***Journal of Advanced Nursing***,*55(3),330-341.*

Wegener, D. T., & Fabrigar, L. R. (2000). Analysis and design for nonexperimental data: Addressing causal and noncausal hypotheses. ***In H. T. Reis & C. M. Judd (Eds.), Handbook of research methods in social and personality psychology (pp. 412-450).*** *New York: Cambridge University Press.*

*Williams,M.; Fletcher ,R.& Ronan,K.(2007).Investigating The Theoretical Construct and Invariance of The Self-Control Scale Using Confirmatory Factor Analysis .****Journal of Criminal Justice***, *35(2), 205-218.*

Wu,C.;Lee,K.&Yao,G.(2007). Examining The Hierarchical Factor Structure of The SF-36 Taiwan Version by Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. ***Journal of Evaluation in Clinical Practice,*** *13(1), 889–900.*

Yildiz,E.; Akpinar,E.; Tatar,N.& Ergin,O.(2009). Exploratory and Confirmatory Factor Analysis of The Metacognition Scale for Primary School Students. ***Educational Sciences: Theory & Practice,****9(3),1591-1604.*

Zalon,M.(2006). Using and Understanding Factor Analysis: The Brief Pain Inventory. ***Nurse Researcher***,*14(1),71-84.*

فهرس الكتاب

هذا الكتاب

الكتاب الحالي فصلان : الفصل الأول(التحليل العاملي نظرياً) يقدم خلفية نظرية مدعمة بالأمثلة عن التحليل العاملي بشقيه الاستكشافي و التوكيدي ,فيعرض الجزء الأول منه بعض المصطلحات المتعلقة بالتحليل العاملي بشكل عام و التي منها :المتغيرات الملاحَظة و المتغيرات غير الملاحَظة , و الفرق بين التحليل العاملي الاستكشافي و التحليل العاملي التوكيدي , و المصفوفة الارتباطية , و أهمية التحليل العاملي , و التشبع و علاقته بمعامل الارتباط ,و التحليل العاملي من الدرجة الثانية , أما الجزء الثاني فيعرض مصطلحات عاملية ارتبطت بالتحليل العاملي الاستكشافي منها: الجذر الكامن و الشيوع , و طريقة المكونات الأساسية ,و تدوير المحاور , و تسمية العوامل ,و محكات الإبقاء على العوامل ,و الجزء الثالث يعرض مصطلحات متعلقة بالتحليل العاملي التوكيدي منها :النموذج المفترض , و مؤشرات جودة المطابقة , و طرق تقدير معالم النموذج ,و قيود البارامترات , و مؤشرات التعديل , و الجزء الرابع يعرض علاقة حجم العينة و عدد المتغيرات الملاحَظة بالتحليل العاملي .و الفصل الآخر من هذا الكتاب (التحليل العاملي عملياً) يقدم جانباً عملياً عن التحليل العاملي بشقيه الاستكشافي و التوكيدي من خلال ثلاثة أمثلة الأول منهم على تحليل عاملي استكشافي متعامد ,و الثاني على تحليل عاملي استكشافي مائل,و هما المثالان اللذان يتم معالجتهما باستخدام برنامج ***SPSS*** ,و المثال الثالث على تحليل عاملي توكيدي و هو المثال الذي يتم معالجته باستخدام برنامجين شهيرين في مجال النمذجة البنائية بشكل عام و التحليل العاملي التوكيدي بشكل خاص و هما برنامجي ***AMOS*** ,و ***LISREL*** .

أرجو من اللـه سبحانه و تعالى أن يكون هذا الكتاب إضافة للباحثين العرب و المكتبة العربية في مجال العلوم الإنسانية بشكل عام و العلوم التربوية بشكل خاص .

و اللـه ولي التوفيق

50
عامًا

هذا الكتاب

الكتاب الحالى فصلان : الفصل الأول (التحليل العاملى نظريًا) يقدم خلفية نظرية مدعمة بالأمثلة عن التحليل العاملى بشقيه الاستكشافى والتوكيدى ، فيعرض الجزء الأول منه بعض المصطلحات المتعلقة بالتحليل العاملى بشكل عام والتى منها : المتغيرات الملاحظة والمتغيرات غير الملاحظة ، والفرق بين التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى ، والمصفوفة الارتباطية ، وأهمية التحليل العاملى ، والتشبع وعلاقته بمعامل الارتباط ، والتحليل العاملى من الدرجة الثانية ، أما الجزء الثانى فيعرض مصطلحات عاملية ارتبطت بالتحليل العاملى الاستكشافى منها : الجذر الكامن والشيوع ، وطريقة المكونات الأساسية ، وتدوير المحاور، وتسمية العوامل، ومحكات الإبقاء على العوامل، والجزء الثالث يعرض مصطلحات متعلقة بالتحليل العاملى التوكيدى منها : النموذج المفترض، ومؤشرات جودة المطابقة، وطرق تقدير معالم النموذج، وقيود البارامترات، ومؤشرات التعديل، والجزء الرابع يعرض علاقة حجم العينة وعدد المتغيرات الملاحظة بالتحليل العاملى. والفصل الآخر من هذا الكتاب (التحليل العاملى عملياً) يقدم جانباً عملياً عن التحليل العاملى بشقيه الاستكشافى والتوكيدى من خلال ثلاثة أمثلة الأول منهم على تحليل عاملى استكشافى متعامد، والثانى على تحليل عاملى استكشافى مائل، وهما المثالان اللذان يتم معالجتهما باستخدام برامج SPSS ، والمثال الثالث على تحليل عاملى توكيدى وهو المثال الذى يتم معالجته باستخدام برنامجين شهيرين فى مجال النمذجة البنائية بشكل عام والتحليل العاملى التوكيدى بشكل خاص وهما برنامجى AMOS، و LISREL .

أرجو من الله سبحانه وتعالى أن يكون هذا الكتاب إضافة للباحثين العرب والمكتبة العربية فى مجال العلوم الإنسانية بشكل عام والعلوم التربوية بشكل خاص .

والله ولى التوفيق


977232881X

www.alamalkotob.com